N° 11F0019MIF au catalogue — N° 237
ISSN: 1205-9161
ISBN: 0-662-78777-3

Document de recherche

Direction des études analytiques
documents de recherche

Qui poursuit des études supérieures? L'incidence directe et indirecte des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires

par Ross Finnie, Eric Lascelles et Arthur Sweetman

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24- F, immeuble R.- H.- Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136

Toutes les opinions émises par les auteurs de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Qui poursuit des études supérieures? L'incidence directe et indirecte des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires

par Ross Finnie*, Eric Lascelles et Arthur Sweetman*****

11F0019MIF N° 237
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-78777-3

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6
* Statistique Canada
et
* School of Policy Studies, Queen's University
** Department of Economics, Queen's University
*** School of Policy Studies, Queen's University

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Janvier 2005

Ross Finnie est chercheur universitaire et professeur adjoint à la School of Policy Studies, Queen's University, et boursier invité à Statistique Canada. Arthur Sweetman est professeur agrégé à la School of Policy Studies, Queen's University. Eric Lascelles était d'abord chercheur à Statistique Canada, puis étudiant de cycle supérieur au Department of Economics de Queen's University au moment de la préparation du document. Les auteurs tiennent à remercier Christine Laporte pour sa participation à des travaux connexes et leurs collègues de Statistique Canada et de Queen's University pour leurs observations. Arthur Sweetman remercie le CRSH pour son soutien financier. Il est l'auteur-ressource du présent document et on peut le joindre à la School of Policy Studies, Queen's University, Kingston (Ontario) K7L 3N6, par téléphone au (613) 533-6555 ou par courriel à sweetman@post.queensu.ca.

Les opinions exprimées dans le présent document sont celles des auteurs et ne reflètent pas forcément celles de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2005

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

I. Introduction 5

II. Recension des écrits 6

III. Modèle 9

IV. Données 12

V. Statistiques descriptives 14

V.1 Variables dépendantes et variables relatives aux antécédents 14

V.2 Variables intermédiaires 17

VI. Résultats de la régression 18

VI.1 Modèles des effets directs 18

VI.2 Modèles de l'effet total et effets indirects implicites 22

VI.3 Spécifications de rechange 25

VII. Conclusion 25

Annexe 1 38

Annexe 2 40

Bibliographie 42

105-02235/

Résumé

Le présent document de recherche révèle que les antécédents familiaux (niveau de scolarité des parents, type de famille, ethnicité, lieu de résidence) exercent des effets importants, directs et indirects, sur la participation aux études postsecondaires. Les effets indirects des antécédents s'exercent par le biais d'un ensemble de variables intermédiaires représentant les résultats en matière d'études secondaires ainsi que les attitudes et les comportements connexes. Dans l'ensemble, la forte proportion de l'effet des antécédents familiaux qui s'exerce indirectement indique que la période de la vie précédant celle où le financement des études postsecondaires et les enjeux connexes deviennent importants est cruciale pour un accès équitable et efficace aux études postsecondaires. Ces résultats sont fondés sur deux mesures de l'accès à l'éducation selon le sexe (« toute forme d'études postsecondaires » et « études universitaires ») obtenues grâce à l'Enquête auprès des sortants et l'Enquête de suivi auprès des sortants de Statistique Canada.

Mots-clés : études postsecondaires, études supérieures, accès au collège et à université.

I. Introduction

L'accès aux études postsecondaires représente un enjeu stratégique important pour deux raisons principales. Sur le plan individuel, les études supérieures constituent un facteur déterminant de la réussite économique et professionnelle; sur le plan social, elles sont essentielles à la performance économique du pays. « Qui poursuit des études supérieures? » La question a une incidence sur l'efficience économique, mais l'accès ou le manque d'accès individuel à l'éducation a aussi une incidence marquée sur l'équité. Les enjeux connexes que sont la justice sociale et l'efficience économique délimitent un contexte stratégique incontournable lorsqu'il s'agit d'aborder l'accès aux études postsecondaires et le rôle des antécédents familiaux dans cette dynamique.

Au Canada, le débat entourant l'accès aux études postsecondaires porte en grande partie sur les droits de scolarité et sur l'aide financière aux étudiants; cette orientation découle de l'hypothèse voulant que la capacité de payer constitue un obstacle important à l'accès et que les antécédents familiaux agissent pour une bonne part par le biais de ce facteur. Comme nous allons le voir, un certain nombre d'écrits récents semblent indiquer qu'à l'heure actuelle, la capacité de payer n'est pas nécessairement la principale raison de ne pas poursuivre des études postsecondaires et que les antécédents familiaux—s'ils jouent un rôle très important dans l'accès—agissent davantage par le biais de facteurs non financiers, quoique le financement influe nettement sur l'endettement des étudiants après l'obtention de leur diplôme.

La plupart des études des antécédents familiaux portent sur un nombre restreint de caractéristiques de base : revenu familial, niveau de scolarité des parents, type de famille et lieu de résidence, etc. Ces études fournissent des renseignements importants concernant la mesure dans laquelle ces facteurs influent sur l'accès aux études postsecondaires, mais elles ne nous disent pas comment agissent ces facteurs ni quels sont les autres facteurs importants. Le niveau de scolarité des parents, par exemple, sert-il avant tout à améliorer le rendement des enfants à l'école secondaire et à les préparer aux études collégiales ou universitaires, ou influe-t-il sur la participation une fois ces facteurs-là neutralisés (par ex., par le biais du financement ou de la conscience des avantages des études supérieures)? Ou s'agit-il d'une combinaison des deux? À notre connaissance, aucune recherche portant sur des données canadiennes ne tient compte des mécanismes directs et indirects par lesquels agissent les variables relatives aux antécédents.

Dans le présent document, nous étendons notre analyse à ces questions en nous fondant sur les données de l'Enquête auprès des sortants de Statistique Canada, qui fournit des renseignements extrêmement précieux, notamment sur les résultats en matière d'études secondaires et les résultats connexes. Nous cherchons à déterminer dans quelle mesure les résultats intermédiaires antérieurs aux études postsecondaires modifient les facteurs relatifs aux antécédents pour influer sur la participation aux études postsecondaires. Les caractéristiques des antécédents familiaux comprennent le niveau de scolarité des parents, le type de famille, le lieu de résidence, la langue et l'ethnicité. Les résultats et les attitudes intermédiaires antérieurs aux études postsecondaires comprennent la réussite à l'école primaire, les résultats scolaires au niveau secondaire, le comportement à l'école, l'attitude à

l'égard de l'école, le groupe d'amis et les parents de l'étudiant, ainsi que le travail extérieur pendant les études.

Nous exploitons ces données en employant une méthode récursive par blocs, qui consiste d'abord à n'inclure dans le modèle que notre ensemble de caractéristiques personnelles et familiales, puis à ajouter l'ensemble de variables liées aux études secondaires et de variables connexes, dites « intermédiaires » parce qu'elles interviennent après les variables relatives aux antécédents familiaux et qu'elles se situent (chronologiquement) « entre » ces variables et le résultat final qui nous intéresse, soit l'accès à l'éducation. Notre premier modèle (« abrégé ») cerne ainsi la totalité des effets de nos mesures des antécédents familiaux sur la participation aux études postsecondaires, de manière comparable à celle d'autres analyses de ce type. Notre deuxième modèle (« détaillé ») donne ensuite un aperçu plus complet des divers déterminants de la participation aux études postsecondaires, y compris les effets des antécédents familiaux lorsque les autres facteurs intermédiaires sont pris en compte. La régression détaillée nous permet donc de distinguer l'effet de chaque variable explicative qui est indépendant de ceux des autres variables explicatives. Enfin, la comparaison des coefficients des variables relatives aux antécédents familiaux dans les deux modèles nous permet de répartir la totalité des effets des caractéristiques familiales en deux catégories : les effets qui s'exercent par le biais des résultats observés en matière d'études secondaires et des autres résultats intermédiaires, et ceux qui s'exercent directement, après prise en compte de ces autres influences. Toujours selon la méthode du modèle récursif, nous montrons enfin comment certains résultats intermédiaires, comme les notes obtenues au niveau secondaire, sont eux-mêmes déterminés par les antécédents familiaux.

Nous employons cette méthode pour les hommes et pour les femmes à l'égard de deux résultats distincts : i) la participation aux études postsecondaires à tous les niveaux (école de métiers, collège communautaire et études universitaires inclusivement) et ii) la participation aux études universitaires uniquement. Nous constatons d'abord que les antécédents familiaux constituent un facteur déterminant de l'accès aux études postsecondaires. Toutefois, nous constatons également que bon nombre de résultats intermédiaires exercent des effets importants sur la participation aux études postsecondaires et, en outre, que l'ajout de ces variables atténue grandement les effets des antécédents familiaux. Autrement dit, nos résultats indiquent qu'une bonne partie des effets des antécédents familiaux s'exercent par le biais de leur influence sur d'autres facteurs antérieurs aux études postsecondaires, comme les notes obtenues au niveau secondaire, l'attitude à l'égard des études supérieures et la propension à travailler pendant les études secondaires. Comme on pouvait s'y attendre, les constatations sont plus probantes pour la mesure de la fréquentation universitaire que pour celle, plus vaste, de la participation aux études postsecondaires.

II. Recension des écrits

La politique gouvernementale concernant l'accès aux études postsecondaires est souvent liée à l'idée que les contraintes financières constituent un obstacle important à cet accès. Si l'on considère les programmes de prêts et de subventions comme une solution, on

considère aussi parfois la réduction de l'endettement des étudiants comme un objectif de ces programmes. Looker (2001) recense les travaux de recherche publiés au Canada, tandis que Junor et Usher (2002) font un portrait général du système actuel d'enseignement postsecondaire et abordent en détail les enjeux relatifs à l'accès. Toutefois, un grand nombre d'écrits, dont plusieurs seraient inspirés du rapport Coleman (1966) publié aux États-Unis, soulignent l'importance des antécédents familiaux dans la prévision des résultats en matière d'éducation. Haveman et Wolfe (1995) passent en revue les écrits américains sur le rendement scolaire des enfants, qui montrent clairement que les antécédents familiaux commencent à influencer les résultats en matière d'éducation et les résultats connexes bien avant la transition aux études postsecondaires. Il s'agit également d'une constatation empirique bien établie dans les écrits canadiens. Par ailleurs, d'après des travaux récents, dont ceux de Ma et Klinger (2000) et de Willms (1999), le statut socioéconomique (SSÉ) constitue un facteur déterminant des résultats en matière d'études secondaires. Il est difficile de distinguer l'effet du SSÉ qui s'exerce directement sur l'accès aux études postsecondaires par le biais du financement, par exemple, de la partie qui intervient sans égard au financement.

Récemment, Carneiro et Heckman (2002) et Cameron et Taber (2004) ont établi une distinction convaincante en ce qui concerne la pertinence du patrimoine ou du revenu familial à l'égard de l'accès aux études postsecondaires. Ils soulignent que même si l'on observe une corrélation entre les ressources financières et l'accès, il ne s'agit pas nécessairement d'une relation de cause à effet, car le SSÉ est aussi étroitement lié au rendement scolaire des premières années, sans qu'on sache quel mécanisme est à l'origine de la corrélation observée. En employant des méthodes indirectes (car on ne peut observer, à l'échelle individuelle, les contraintes de crédit et le rendement en matière d'éducation), ces auteurs soutiennent qu'aux États-Unis, il existe peu de données indiquant que les frais d'emprunt entravent l'accès à l'éducation. Il ne faut pas en conclure que les étudiants ne s'endettent pas ni que le niveau de soutien offert ne répond pas à un besoin, mais plutôt que, dans le contexte actuel, le financement ne constitue pas un enjeu essentiel pour une petite partie de la population. Ces résultats sont évidemment controversés et, dans les modèles employés, l'accès n'est défini comme restreint que si le fait de ne pas poursuivre d'études postsecondaires suppose une réduction des gains durant la vie adulte. On ne considère donc pas que l'accès est entravé si, pour un petit nombre de personnes, il ne s'agit pas d'un investissement économique rentable. Kane (2001) réfute ces constatations en montrant des écarts entre les taux d'inscription aux études postsecondaires d'un quartile de revenu familial à l'autre, même lorsque les notes obtenues aux tests, les notes obtenues au niveau secondaire et le niveau de scolarité des parents sont maintenus constants. Quant à Dynarski (2002) et Heller (1997), ils analysent les effets du prix et de l'aide financière aux étudiants sur l'accès à l'éducation.

L'argument selon lequel le financement n'est pas un enjeu essentiel trouve un écho dans l'étude canadienne de Christofides, Cirello et Hoy (2001), qui concluent que les droits de scolarité ne semblent pas avoir d'incidence sur les tendances de participation aux études postsecondaires selon les caractéristiques sociales. Ces constatations supposent une nouvelle interprétation des allégations des étudiants rapportées, par exemple, par Foley (2001), selon lesquelles les coûts de l'éducation constituent effectivement un obstacle

important à la poursuite d'études postsecondaires. On peut aussi supposer que ces allégations traduisent les faibles attentes des étudiants à l'égard des taux de rendement économique en matière d'éducation; pour ces étudiants, il ne s'agit donc pas d'un investissement rentable. Évidemment, cette interprétation fait abstraction des raisons autres qu'économiques de poursuivre des études supérieures.

Une constatation différente, mais plus significative, se dégage d'un certain nombre d'études récentes portant sur des questions d'ordre financier. Selon ces études, le revenu familial n'est plus un facteur déterminant, sinon dans une moindre mesure, de l'accès aux études postsecondaires au Canada. Corak, Lipps et Zhao (2003) constatent que les personnes issues de familles à revenu élevé étaient beaucoup plus susceptibles de poursuivre des études universitaires (mais non collégiales) au cours des dernières décennies, mais que le fossé entre les familles à revenu élevé et les familles à faible revenu sur le plan de la participation s'est considérablement rétréci entre le début des années 90 et 1997, dernière année pour laquelle les auteurs disposaient de données. Selon les auteurs, cette convergence s'explique par la hausse du nombre de demandes de prêts aux étudiants au cours de cette période. Zhao et De Broucker (2001, 2002) observent des écarts relativement minces au chapitre de la participation selon le revenu familial lorsque tous les niveaux de l'enseignement postsecondaire sont pris en considération, mais des écarts nettement plus sensibles lorsque seules les études universitaires sont analysées. En se fondant sur les données de la nouvelle Enquête sur la participation aux études postsecondaires, Finnie et Laporte (2004) ne relèvent essentiellement aucun écart dans les taux de participation selon le revenu familial, mais constatent des écarts importants à l'égard du niveau de scolarité des parents; toutefois, leur première constatation est tempérée par des questions d'échantillonnage qui caractérisent également d'autres documents portant sur ce sujet (par ex., on ne mesure le revenu familial que dans le cas des répondants classés comme vivant « à la maison »).

Pour ce qui est des études canadiennes plus ciblées, Butlin (1999) se fonde sur l'Enquête auprès des sortants pour analyser une vaste gamme de corrélations simples entre les études postsecondaires, les antécédents familiaux et les résultats sur le plan des études secondaires. De Broucker et Lavallée (1998a) ont cherché à déterminer, à la lumière de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA), si le niveau de scolarité des parents exerçait une influence sur la situation des enfants. Ces auteurs observent que le « capital intellectuel hérité » exerce un effet important; ainsi, le niveau d'instruction élevé des parents se traduit habituellement par des niveaux de scolarité élevés chez les enfants. À la lumière des données de l'Enquête auprès des sortants (1998b), ils concluent que la profession des parents et l'appui des parents à l'égard de l'éducation de leurs enfants influencent considérablement le niveau de scolarité. Knighton et Mirza (2002) s'appuient sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour montrer que le niveau de scolarité des parents et le revenu familial sont, tous deux, des facteurs déterminants de taille quant à la participation aux études postsecondaires, mais que le niveau de scolarité des parents exerce un effet plus marqué.

Lorsqu'on emploie des indicateurs élargis des antécédents, toutefois, un tableau différent se dégage. Bouchard et Zhao (2000) analysent l'évolution des taux de participation aux

études universitaires à partir des données de l'Enquête sociale générale (ESG) de 1986 à 1994. Selon ces auteurs, les taux de participation ont augmenté à tous les niveaux socioéconomiques, mais de façon plus marquée pour le groupe intermédiaire. Le niveau supérieur se classe au deuxième rang à cet égard et le groupe de niveau socioéconomique inférieur prend la dernière place. Les taux comparatifs présentent donc des courbes irrégulières d'un type de famille à l'autre, et l'analyse selon les écarts absolus ou selon les écarts relatifs vient compliquer encore davantage l'examen des changements. Par ailleurs, la taille restreinte des échantillons et la comparabilité imparfaite des données pour les deux périodes limitent quelque peu la valeur de ces comparaisons. Finnie, Laporte et Lascelles (2004) analysent les données de l'Enquête auprès des sortants de 1991 et de l'Enquête auprès des jeunes en transition de 2000 et emploient le niveau de scolarité des parents comme indicateur des antécédents. Ils concluent que l'écart au chapitre de la participation, mesuré d'après le niveau de scolarité des parents, s'est généralement élargi au cours de cette période, particulièrement au niveau universitaire. Cette variation est surtout attribuable à la forte hausse de la participation aux études postsecondaires chez les répondants dont les parents ont fait des études universitaires. Frenette (2002, 2003), dont l'analyse se fonde également sur les données de l'EDTR, examine l'incidence de la distance par rapport à l'établissement d'enseignement et conclut que les taux de participation aux études postsecondaires, particulièrement au niveau universitaire, sont largement conditionnés par la distance entre le lieu de résidence et l'établissement d'enseignement postsecondaire, surtout dans le cas des étudiants à faible revenu pour qui les obstacles financiers connexes se font vraisemblablement sentir avec plus de force.

Personne ne conteste l'incidence du SSÉ sur l'accès à l'éducation, mais le mécanisme fait l'objet d'un vif débat. Nous apportons notre contribution en étudiant l'importance des effets des antécédents familiaux sur les variables intermédiaires, qui à leur tour influencent l'accès. Ce modèle élargi de la participation aux études postsecondaires au Canada permet de cerner un plus vaste ensemble d'influences et de distinguer les effets directs (dont le financement) et les effets indirects des antécédents familiaux.

III. Modèle

Nous modélisons la relation entre les antécédents familiaux et les autres facteurs qui influent sur la participation aux études postsecondaires par l'ensemble d'équations suivant :

$$x_{2i} = F_{1i}(x_1, e_1) \qquad (1)$$

et

$$y = F_2(x_2, x_1, e_2) = F_2\left(\sum F_{1i}(x_1, e_1), x_1, e_2\right) \qquad (2).$$

L'équation 1 représente la relation entre un ensemble de variables intermédiaires, x_{2i} (par ex., les résultats en matière d'études secondaires—l'indice i dénote l'ensemble de variables intermédiaires) et un vecteur des variables relatives aux antécédents, x_1 (niveau de scolarité des parents, etc.). La deuxième équation formalise la notion selon laquelle, puisque les variables relatives aux antécédents familiaux (x_1) et les variables

intermédiaires (x_2) influent sur l'accès aux études postsecondaires (y) et que les premières influent également sur les secondes, les variables relatives aux antécédents agissent sur l'accès de deux manières : indirectement (par le biais des variables intermédiaires) et directement (après prise en compte des variables intermédiaires et d'autres facteurs). Les valeurs e représentent les variables non observées et les chocs idiosyncratiques qui influent sur la variable dépendante (c.-à-d. les termes d'erreur stochastique).

La distinction essentielle entre les variables relatives aux antécédents et les variables intermédiaires est la suivante : chronologiquement, les variables relatives aux antécédents interviennent en premier lieu (elles sont prédéterminées) et influencent les variables intermédiaires, mais sans être influencées par elles, et les deux types de variable influent sur le résultat final, soit la participation aux études postsecondaires. C'est ce qui nous permet d'employer une stratégie d'estimation récursive par blocs (voir, par exemple, Greene (2003) p. 383 et 411).

Comme il existe une variable dépendante commune et des variables explicatives communes, les coefficients des moindres carrés ordinaires (MCO) des variables relatives aux antécédents pour ce modèle récursif ont la propriété suivante :

$$\textit{Effet direct} + \textit{Effet indirect} = \textit{Effet total} \qquad (3),$$

qui découle de la linéarité des MCO[1]. Dans les résultats présentés ci-dessous, nous nous fondons beaucoup sur cette relation simple.

En supposant une seule variable intermédiaire pour simplifier la notation, on peut formuler le modèle empirique sous forme de MCO, comme suit :

Intermédiaire : $$x_2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + e_1 \qquad (4)$$

Direct : $$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + e_2 \qquad (5).$$

En insérant l'équation (4) dans l'équation (5), on obtient :

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2(\alpha_0 + \alpha_1 x_1 + e_1) + e_2 \qquad (6)$$

$$= (\beta_0 + \beta_2\alpha_0) + (\beta_1 + \beta_2\alpha_1)x_1 + (\beta_2 e_1 + e_2) \qquad (7)$$

1. Bien que nous ayons une variable dépendante dichotomique et que les modèles probit (ou logit) soient souvent considérés comme supérieurs à l'égard de tels résultats, nous préférons employer l'estimation MCO. Moffitt (1999) soutient de manière convaincante que la méthode MCO est la spécification à privilégier lorsqu'on cherche à obtenir des estimations de coefficients, plutôt que des prévisions, car les modèles probit et logit sont plus sujets à des erreurs de spécification et sont incohérents en présence d'hétéroscédasticité, alors que la méthode MCO est plus robuste. En outre, les modèles non linéaires n'ont pas la propriété d'« additionner » exactement les effets directs et indirects abordés ici. Sans en présenter les résultats, nous avons estimé les régressions des effets directs au moyen de probits et, en général, les résultats étaient très semblables à ceux présentés ici.

Total : $= \gamma_0 + \gamma_1 x_1 + e_3$ (8)

où α représente les paramètres de l'équation intermédiaire, β représente les effets directs et γ représente les effets totaux.

Nous estimons d'abord les régressions des effets intermédiaires (une régression pour chaque élément du vecteur x_2) et présentons certains ensembles d'estimations afin de mieux comprendre la relation entre les variables relatives aux antécédents et les variables intermédiaires. Dans le cas des MCO, toutefois, il n'est pas nécessaire d'estimer les relations intermédiaires pour obtenir les effets indirects des variables relatives aux antécédents sur le résultat final, ni de comparer ces effets aux effets totaux. Il suffit d'estimer les équations 5 et 8 et d'obtenir les effets indirects par soustraction. En utilisant notre notation MCO, nous reformulons l'équation 3 comme suit .

$$\beta_1 + Indirect = \gamma_1 \quad (9)$$
$$\therefore Indirect = \gamma_1 - \beta_1 \quad (10).$$

Nous obtenons les erreurs-types liées à l'effet indirect en calculant par la méthode « bootstrap » l'écart entre les coefficients des régressions directes et intermédiaires.

On peut également exprimer l'effet indirect comme suit :

$$Indirect = \beta_2\alpha_1 + \beta_1 - \beta_1 = \beta_2\alpha_1 \quad (11).$$

On peut interpréter cette équation de manière simple et intuitivement attrayante : les variables relatives aux antécédents influent sur le résultat final (l'accès aux études postsecondaires) par le biais des variables intermédiaires, vu qu'elles influent sur les variables intermédiaires (soit α_1) et que ces dernières influent par la suite sur les résultats finaux (soit β_2). Il convient de mentionner que l'effet direct des variables relatives aux antécédents estimé selon cette méthode doit être interprété comme une borne supérieure de l'effet « réel » des antécédents s'il existe au moins une variable intermédiaire indépendamment pertinente (x_2) qui est omise de la spécification et qui est aussi en corrélation avec les variables relatives aux antécédents. En ajoutant des variables intermédiaires qui découlent des variables relatives aux antécédents et qui, en retour, influencent l'accès de manière non expliquée par les autres variables intermédiaires, on réduit l'effet direct. Il est à noter également que les variables intermédiaires ne font pas que modifier les variables relatives aux antécédents. Leur réalisation compte, en moyenne, dans l'accès ultérieur à l'éducation. Il convient aussi d'ajouter que certaines variables relatives aux antécédents sont omises (par ex., nous n'avons pas mesuré le revenu des parents dans notre ensemble de données). Vu que ces variables sont en corrélation avec celles qui sont comprises dans l'équation, leur omission influe sur les coefficients estimatifs (par ex., l'omission du revenu des parents peut donner l'impression que leur niveau de scolarité exerce une plus grande influence).

IV. Données

Nous analysons les données de deux enquêtes de Statistique Canada : l'Enquête auprès des sortants (ES) de 1991 et l'Enquête de suivi auprès des sortants (ESS) de 1995. Menée entre avril et juin 1991 auprès de jeunes âgés de 18 à 20 ans, l'ES visait principalement à déterminer les taux de décrochage au niveau secondaire au Canada et à comparer trois catégories d'étudiants du niveau secondaire : ceux qui poursuivent leurs études, ceux qui les ont achevées avec succès et les décrocheurs. Menée entre septembre et décembre 1995 auprès des mêmes jeunes, alors âgés de 22 à 24 ans, l'ESS portait sur l'éducation, la formation et l'expérience du marché du travail à la suite des études secondaires.

La base de sondage de l'ES s'est fondée sur les fichiers des allocations familiales visant une période de cinq ans (de 1986 à 1990). On estimait que ces fichiers fournissaient la liste la plus complète des jeunes âgés de moins de 15 ans au Canada. On a prélevé un échantillon initial de 18 000 jeunes; on en a retracé 10 792 et interviewé 9 460. Pour l'ESS, on a retracé 6 284 personnes qui ont répondu à la deuxième interview[2]. Ces enquêtes représentent une source exceptionnelle de renseignements sur la transition des études secondaires aux études postsecondaires au Canada[3]. L'ES initiale fournit les renseignements sur les antécédents à l'origine des variables explicatives utilisées dans nos modèles, alors que l'enquête de suivi nous permet de déterminer quelles personnes ont poursuivi des études postsecondaires et, le cas échéant, à quel niveau.

Les deux variables dépendantes utilisées dans la présente analyse sont des indicateurs de i) toute forme d'études postsecondaires, ce qui comprend les jeunes qui s'inscrivent à un programme de formation professionnelle, d'études collégiales ou d'études universitaires, et de ii) la fréquentation universitaire, qui comprend ceux qui s'inscrivent à un baccalauréat, à un programme de deuxième ou de troisième cycle ou à un programme de formation professionnelle à ce niveau. Nous employons donc dans un premier temps une définition large, puis une définition plus restreinte de l'accès[4]. On pourrait s'attendre à ce que les antécédents familiaux jouent un rôle plus important dans l'accès aux études

2. Voir l'annexe A de *Leaving School* dans le cas de l'ES et l'annexe A de *High School May Not be Enough* dans le cas de l'ESS pour connaître la méthode de pondération. Tous les résultats présentés ici reflètent les poids d'échantillonnage utilisés pour rendre l'échantillon représentatif de la population sous-jacente.

3. L'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) de Statistique Canada fournira de nouvelles données de ce type, mais elle n'a pas encore suivi les répondants assez longtemps pour qu'ils aient eu vraiment la possibilité de poursuivre des études postsecondaires (en effet, les répondants au deuxième volet de l'enquête n'ont encore que 18 à 20 ans).

4. Nous avons exclu de notre définition des études postsecondaires un certain nombre de catégories comprises dans l'ESS, ce qui a influé sur 193 réponses. Il s'agit de diplômes ou de certificats reconnus uniquement par un employeur ou une entreprise et de cours suivis en vue d'obtenir un diplôme, un certificat ou une licence auprès d'une association professionnelle. Notre définition correspond essentiellement à celle qu'emploient le Programme canadien de prêts aux étudiants et ses homologues provinciaux. Les personnes inscrites à la fois à un programme d'études universitaires et à un programme de formation professionnelle ou d'études collégiales sont comptées comme ayant accédé à l'université.

universitaires que dans la mesure plus générale, qui comprend des cours d'une durée d'à peine quelques mois, offerts dans des établissements beaucoup plus nombreux et à coût inférieur. La comparaison des résultats dans les deux modèles nous permet de déceler ces écarts. Ces variables indiquent la *participation* au niveau indiqué, selon la définition habituelle de l'accès qu'on trouve dans les écrits recensés. De plus, les données se prêtent mieux à cette méthode, car la poursuite et l'achèvement d'un programme d'études constituent des aspects distincts qui nécessiteraient un suivi dans le temps pour lequel l'ES et l'ESS conviennent moins. La plage d'âge des répondants (tous âgés de 22, 23 ou 24 ans au moment de la deuxième enquête) signifie qu'ils ont eu une possibilité raisonnable d'entreprendre des études postsecondaires, mais évite le problème de ceux qui fréquentent encore l'école secondaire, lequel se pose lorsqu'on emploie des échantillons plus jeunes[5].

Le tableau 1 présente l'ensemble complet de variables étudiées dans l'analyse de régression. Il comprend une liste aussi complète que possible de facteurs pouvant influer sur la participation aux études postsecondaires[6]. Au chapitre des antécédents familiaux, la variable essentielle est le niveau de scolarité des parents[7]. Sauf indication contraire, nous employons un indicateur combiné représentant le niveau de scolarité le plus élevé du père et de la mère (dans le cas des familles biparentales; autrement, nous utilisons le niveau de scolarité du parent seul), au lieu de variables distinctes pour le père et la mère. Lorsque le niveau de scolarité d'aucun des parents n'est déclaré, nous établissons la mesure linéaire de l'éducation à zéro et nous utilisons l'indicateur « ne sait pas ». Nous éliminons ainsi la difficulté intrinsèque de distinguer les effets de l'éducation inconnue d'un parent et les effets du type de famille liés aux familles monoparentales, mais nous étudions les effets du niveau de scolarité de la mère par rapport à celui du père dans une analyse distincte des familles biparentales. Il convient de noter qu'on ne connaît pas le revenu familial, variable relative aux antécédents qui pourrait s'avérer intéressante, et que cette lacune risque d'influencer l'interprétation du coefficient de l'éducation, étant donné leur corrélation positive. Cela suppose que, le revenu familial étant lié aux deux variables dépendantes et au niveau de scolarité des parents, il risque de biaiser le coefficient du niveau de scolarité des parents. Si le revenu familial exerce le moindre effet sur l'accès à l'éducation, il est probable que les coefficients estimatifs du niveau de scolarité soient

5. Les taux de participation aux études postsecondaires augmentent de façon marquée jusque vers l'âge de 20 ans, puis deviennent beaucoup plus stables et ne progressent que légèrement par la suite.

6. Cela dit, nous ne voulions pas inclure dans les modèles un nombre excessif de variables, et certaines variables utilisées représentent des agrégats des variables sous-jacentes correspondantes (car nous avons combiné des catégories qui s'y prêtaient), alors que d'autres variables qui avaient peu d'influence ont été éliminées de l'analyse.

7. Il convient de mentionner deux points au sujet de la mesure du niveau de scolarité des parents. Premièrement, dans le questionnaire d'Enquête, un parent n'était classé dans la catégorie « études secondaires » que s'il avait obtenu un diplôme, alors qu'il était classé dans la catégorie « études collégiales ou universitaires » simplement pour avoir participé à des études de ce niveau, sans pour autant les avoir terminées. Ces définitions s'étendent nécessairement à notre étude. Deuxièmement, on n'a recueilli que le niveau de scolarité des parents avec lesquels le répondant vivait au moment de l'enquête, excluant ainsi les parents divorcés ou séparés qui n'avaient pas la garde de leur enfant.

plus élevés qu'ils ne le seraient si le revenu familial était compris comme variable explicative. Il faut tenir compte de cette mise en garde au moment d'interpréter les résultats ci-dessous.

Nous estimons deux ensembles généraux de modèles pour déterminer le niveau de scolarité des parents. Dans le premier, ce niveau est reflété par une seule variable, soit le « nombre d'années d'études de parents ». Dans le second, nous utilisons une série de variables catégoriques (nominales) : études secondaires non terminées, études secondaires terminées, études collégiales partielles ou terminées, études universitaires partielles ou terminées, inconnu. Ainsi, les variables du deuxième modèle correspondent aux renseignements qu'on trouve dans les données d'enquête, alors que la variable linéaire est tirée de ces catégories[8]. Le premier modèle reflète donc les effets du niveau de scolarité des parents en un seul paramètre, alors que le deuxième cerne certaines non-linéarités intéressantes dans ces relations[9].

Nous avons réduit au minimum les restrictions relatives à l'échantillon pour que les résultats soient aussi représentatifs que possible de la population sous-jacente. Nous avons éliminé les personnes ayant immigré au Canada après l'âge de dix ans ou ayant fait la plus grande partie de leurs études à l'étranger, car la relation entre le niveau de scolarité et les antécédents familiaux est susceptible d'être différente pour ce groupe. Nous avons également éliminé les réponses ambiguës (relativement peu nombreuses), les valeurs manquantes et certaines réponses « ne sait pas » et « sans objet ». L'échantillon ainsi obtenu contient 5 669 (ou 90,2 %) des 6 284 observations initiales.

V. Statistiques descriptives

V.1 Variables dépendantes et variables relatives aux antécédents

Les statistiques descriptives pour les variables étudiées dans l'analyse figurent dans le tableau 1. Les variables dépendantes, les variables relatives aux antécédents et les

8. Nous avons calculé la variable linéaire en attribuant les valeurs suivantes : sans études secondaires : 8; études secondaires non terminées : 10; études secondaires terminées : 12; études collégiales partielles ou terminées : 14; études universitaires partielles ou terminées : 16. Nous avons combiné les deux premières catégories dans les variables-indicateurs parce que le fait de les distinguer n'ajoutait rien au modèle. À la catégorie de niveau de scolarité « inconnu », nous avons attribué sa propre variable nominale.

9. Dans la spécification linéaire, si le niveau de scolarité des parents n'était pas déclaré, nous avons attribué à la variable une valeur de zéro. De plus, si le répondant vivait avec au moins un parent et aurait donc dû connaître cet élément d'information, nous avons créé la variable-indicateur « ne sait pas », ce qui permet d'interpréter le coefficient du niveau de scolarité des parents comme l'effet dans le cas des répondants pour lesquels on dispose du renseignement. Pour ceux qui vivaient dans les types de famille « autres » (c.-à-d. sans parents et, par conséquent, sans information disponible sur le niveau de scolarité des parents), nous n'avons pas attribué cette variable supplémentaire parce que l'indicateur du type de famille reflète entièrement l'effet de l'absence du niveau de scolarité des parents ainsi que l'effet du type de famille (autrement dit, il est impossible de distinguer les deux influences puisqu'elles sont en parfaite corrélation).

variables intermédiaires figurent respectivement dans les sections A, B, et C[10]. Presque toutes les variables explicatives étant dichotomiques, le tableau montre le pourcentage des personnes présentant chaque caractéristique, ainsi que les taux correspondants de participation aux études postsecondaires (aucun taux ne correspond à la variable linéaire « niveau de scolarité des parents », puisqu'elle n'est pas dichotomique). Ces relations unidimensionnelles sont intéressantes et cernent certaines tendances à surveiller dans l'analyse de régression qui suit.

Comme le montre la section A, 68 % des hommes et 77 % des femmes de nos échantillons (âgés de 22 à 24 ans) avaient participé à une forme ou une autre d'études postsecondaires, alors qu'ils étaient respectivement 31 % et 39 % à avoir fait des études universitaires. Les taux de participation aux programmes de formation professionnelle ou aux études collégiales (obtenus par soustraction) sont de 37 % chez les hommes et de 38 % chez les femmes. Les femmes affichent des taux globaux de participation aux études postsecondaires nettement supérieurs à ceux des hommes, surtout grâce à leurs taux de fréquentation universitaire, qui sont de 26 % plus élevés que ceux des hommes[11].

Comme le montre la section B, la participation aux études postsecondaires est étroitement liée au niveau de scolarité des parents. Les hommes et les femmes dont les parents ont fait des études universitaires ont plus de deux fois plus de chances de fréquenter eux-mêmes l'université que les répondants dont les parents n'ont fait que des études secondaires, et l'écart est encore plus grand lorsqu'on les compare aux personnes dont les parents n'ont pas terminé leurs études secondaires. Toutefois, les écarts sont beaucoup plus ténus à l'égard de la mesure de toute forme d'études postsecondaires, ce qui révèle qu'un nombre important d'enfants dont les parents sont peu scolarisés parviennent à faire des études collégiales et de formation professionnelle, particulièrement dans le cas des femmes[12].

La participation aux études postsecondaires est aussi étroitement liée au type de famille. Par exemple, 42 % des femmes issues d'une famille biparentale fréquentaient

10. Les variables relatives au lieu de résidence (province, région urbaine ou rurale) sont traitées comme des variables relatives aux antécédents parce qu'elles représentent le lieu où vivait le répondant pendant ses études secondaires. Dans d'autres interprétations, le fait d'habiter en région urbaine ou rurale pourrait être considéré comme une variable intermédiaire, mais cela ne fait pas de différence importante.

11. Comme il existe bien des façons de mesurer la participation aux études postsecondaires, et ce, pour différentes populations, il n'est pas nécessairement possible de comparer directement ces chiffres à d'autres données publiées à cet égard. Toutefois, ces chiffres semblent raisonnables lorsqu'on les compare à d'autres.

12. D'autres données, non présentées ici, indiquent que la fréquentation d'un collège communautaire (non combinée aux études universitaires) est en relation négative avec le niveau de scolarité des parents (les jeunes dont les parents sont peu scolarisés sont plus susceptibles de faire des études collégiales). Toutefois, les effets du niveau de scolarité des parents sur la participation aux études collégiales sont à la fois positifs et négatifs : le fait d'avoir des parents très scolarisés est lié à un taux plus élevé de participation aux études postsecondaires à *un certain* niveau (effet positif) mais à une plus grande probabilité de faire des études universitaires plutôt que collégiales parmi ceux qui font des études postsecondaires (effet négatif).

l'université, contre seulement 29 % de celles issues d'une famille monoparentale dirigée par la mère. Dans les cas, moins courants, où les répondantes vivent dans une famille monoparentale dirigée par le père ou avec d'autres personnes (c'est-à-dire avec ni l'un ni l'autre des parents), on observe des taux respectifs de 38 % et 20 %. Chez les hommes, les tendances sont un peu différentes, mais on observe également un taux supérieur dans le cas des familles biparentales, soit 33 %, contre respectivement 25 %, 15 % et 14 % pour les autres types de famille (mère seule, père seul et autre). Fait intéressant, nous verrons plus loin que cette tendance selon le sexe persiste dans les constatations concernant la régression. Les tendances varient quelque peu pour la mesure de toute forme d'études postsecondaires, mais l'avantage lié aux familles biparentales demeure.

Selon la province (celle où vivait le répondant pendant ses études secondaires), le taux de participation à toute forme d'études postsecondaires au Québec (francophones, anglophones et autres types de langue confondus) est particulièrement élevé chez les femmes, ce qui reflète, du moins dans une certaine mesure, l'inclusion des étudiants du cégep (amalgame du collège communautaire et de la préparation à l'université qui, au Québec, correspond aux dernières années d'études secondaires dans les autres provinces). À cet égard, il est peut-être étonnant que le taux ne soit pas plus élevé chez les hommes québécois, qui se situent entre le bas et le milieu du classement provincial. Par rapport aux autres provinces, la fréquentation universitaire des femmes québécoises se situe au milieu du classement; celle des hommes est plus faible. Les répondants de la Nouvelle-Écosse, de Terre-Neuve-et-Labrador et de l'Ontario enregistrent généralement des taux élevés de participation à toute forme d'études postsecondaires, alors que ceux de la Saskatchewan et de la Nouvelle-Écosse affichent les taux de fréquentation universitaire les plus élevés tant chez les hommes que chez les femmes. Les personnes qui vivent en région urbaine sont un peu plus susceptibles de poursuivre des études postsecondaires et beaucoup plus susceptibles de fréquenter l'université, ce qui confirme les constatations de Frenette (2002, 2003).

Sur le plan de la langue minoritaire (les anglophones au Québec, les francophones et autres langues maternelles ailleurs), les femmes anglophones du Québec affichent le plus haut taux de participation aux études postsecondaires selon les deux mesures et pour n'importe quel groupe. On n'observe pourtant pas la même prédominance chez les hommes anglophones du Québec. Les francophones des autres provinces affichent des taux élevés de toute forme de participation aux études postsecondaires, mais des taux moyens de participation aux études universitaires par rapport à la majorité anglophone. Les personnes élevées dans une autre langue enregistrent des taux de participation moyens.

Les répondants d'origine asiatique des deux sexes sont uniformément plus susceptibles de fréquenter tous les types d'établissement d'enseignement postsecondaire (toute forme d'études postsecondaires, études universitaires) que tout autre groupe ethnique. Toutefois, même si les femmes asiatiques constituent toujours le groupe ethnique féminin le plus susceptible de fréquenter l'université, elles sont loin d'être aussi nombreuses à s'y inscrire que leurs homologues masculins (47 % contre 75 %). À l'opposé, les Autochtones (Premières Nations) du Canada sont proportionnellement moins nombreux à

fréquenter une université ou un établissement d'enseignement postsecondaire que tout autre groupe ethnique.

V.2 Variables intermédiaires

La section C du tableau 1 montre les variables intermédiaires représentant le rendement scolaire, les attitudes et les résultats connexes, ainsi que les taux correspondants de participation aux études postsecondaires. On y trouve une brève description de chaque variable, de même que la gamme de valeurs que chacune peut prendre. Il est intéressant d'observer que les filles échouaient moins d'années, qu'elles avaient des moyennes plus élevées, qu'elles sautaient moins de cours, qu'elles étaient plus intéressées à l'école, qu'elles participaient davantage et qu'elles étaient plus susceptibles de s'entendre avec leurs enseignants. Elles avaient également moins de difficulté en anglais (en français pour les francophones) alors que, selon ces mesures, les garçons obtenaient de meilleurs résultats en mathématiques et en sciences. Les filles qui obtenaient leur diplôme d'études secondaires avec la moyenne « A » enregistraient un taux de fréquentation universitaire de 65 %, contre 63 % chez les garçons. À l'opposé, beaucoup moins de 10 % des élèves qui obtenaient une moyenne « D » ou « F » fréquentaient l'université[13], et le taux ne dépassait pas 15 % à 16 % chez ceux qui obtenaient la moyenne « C ». La relation entre la note moyenne et toute forme de participation aux études postsecondaires est beaucoup plus faible, témoignant du fait que dans le système canadien, les programmes de formation professionnelle et les collèges communautaires sont accessibles même aux personnes qui répondent à peine aux conditions d'admission.

Les autres relations sont sans surprise, mais leur ampleur est intéressante, car elle concerne un échantillon représentatif de jeunes qu'on a suivis jusqu'à leurs années d'études postsecondaires. Les taux de participation aux études postsecondaires, notamment au niveau universitaire, sont plus élevés chez les jeunes qui fréquentaient une école privée, qui ne sautaient pas de cours, qui n'avaient pas de difficulté en mathématiques, en sciences ni en anglais (ou en français dans le cas des francophones), qui aimaient l'école, qui participaient davantage, qui trouvaient les cours intéressants et s'entendaient bien avec leurs enseignants, dont les parents ou les amis accordaient une grande importance aux études secondaires (presque la totalité de l'échantillon pour ce qui est des parents) ou qui n'avaient pas d'incapacité physique. Enfin, le fait de travailler un petit nombre d'heures dans un emploi pendant les études secondaires est lié au plus haut taux de participation à toute forme d'études postsecondaires et aux études universitaires. Ces constatations correspondent à peu près à celles de Bushnik (2003), qui observe que le fait de travailler un nombre modéré d'heures pendant les études réduit le risque de décrochage, tandis que Ruhm (1997) conclut qu'un nombre moyen d'heures de travail pendant les études secondaires est en corrélation positive avec les gains futurs.

13. Ces derniers taux peuvent sembler élevés et sont peut-être attribuables à une déclaration erronée des notes ou au fait que des « étudiants adultes » fréquentent l'université après avoir été sur le marché du travail; les notes sont alors moins importantes à l'égard des conditions d'admission.

VI. Résultats de la régression

VI.1 Modèles des effets directs

Les tableaux 2 à 5 présentent les résultats des modèles d'accès à toute forme d'études postsecondaires et aux études universitaires pour les hommes et pour les femmes, le niveau de scolarité des parents étant représenté par une seule mesure, soit le « nombre d'années d'études ». Les modèles des effets directs (« détaillés ») fondés sur l'équation 5 ci-dessus, qui comprennent à la fois les variables relatives aux antécédents et les variables intermédiaires, sont présentés dans la première colonne de chiffres de ces tableaux. Le reste des tableaux est consacré aux modèles de l'effet total et aux effets indirects implicites. La taille des échantillons étant modeste pour certaines catégories de variables intermédiaires et de variables relatives aux antécédents, nous avons estimé des modèles (que nous ne présentons pas, faute d'espace) semblables à ceux présentés, mais en y ajoutant une variable-indicateur pour les hommes et en combinant les deux sexes. Cette méthode a donné, en général, des estimations plus précises, et certaines variables dont les coefficients étaient à peine statistiquement significatifs sont devenues statistiquement significatives. Elle a également masqué les écarts entre les sexes. Dans l'ensemble, la tendance observée était semblable à celles qui sont présentées et corrobore les interprétations données ci-dessous.

Niveau de scolarité des parents et type de famille

Dans tous les modèles, le niveau de scolarité des parents exerce un effet direct marqué sur la participation aux études postsecondaires. Les variables relatives au niveau de scolarité des parents étant également liées aux indicateurs de famille monoparentale (« vivre avec le père » et « vivre avec la mère »), les coefficients de la variable « nombre d'années d'études de parents » représentent individuellement la relation entre le niveau de scolarité des parents et la participation aux études postsecondaires dans le cas des familles biparentales, alors que les interactions reflètent les écarts dans ces effets (le cas échéant) pour ce qui est des autres types de famille. Dans le cas d'une famille biparentale (type de référence), à chaque année d'études des parents correspondent une augmentation d'environ 2 % de la probabilité de participer à toute forme d'études postsecondaires et une hausse de 3 % à 4 % de la probabilité de fréquenter l'université. L'écart habituel de quatre ans entre les études secondaires et les études universitaires représente donc une augmentation d'environ 8 % pour toute forme d'études postsecondaires et une hausse de 12 % à 16 % pour les études universitaires. Ce sont là des effets importants, car il s'agit d'effets directs qui existent après qu'on eut neutralisé toutes les autres variables relatives aux antécédents qu'on trouve dans nos données ainsi que les mesures des résultats en matière d'études secondaires, du comportement et des attitudes. Le niveau de scolarité des parents joue donc un rôle important lorsqu'il s'agit de déterminer qui poursuit des études postsecondaires et à quel niveau, même lorsqu'on tient compte d'un vaste éventail d'autres facteurs; cependant, comme nous l'avons mentionné, il s'agit d'une borne supérieure si les variables intermédiaires omises sont importantes.

Pour ce qui est des autres types de famille, nous constatons d'abord que les répondants *qui ne connaissent pas le niveau de scolarité de leurs parents enregistrent de faibles taux* moyens de participation aux études postsecondaires, équivalents à ceux des personnes dont les parents comptent en moyenne de 7 à 10 années de scolarité[14]. En outre, si les interactions entre le niveau de scolarité des parents et le type de famille ne sont que parfois statistiquement significatives individuellement, leur tendance générale porte à croire que les écarts entre les familles biparentales et les familles monoparentales au chapitre de l'accès s'accentuent quelque peu avec le niveau de scolarité des parents. Autrement dit, la plupart des interactions—contrairement à la variable générale « nombre d'années d'études des parents » que nous venons de mentionner—sont négatives. Selon un autre point de vue, la relation entre le niveau de scolarité des parents et l'accès à l'éducation semble, dans la plupart des cas, plus faible pour les familles monoparentales que pour les familles biparentales et, dans certains cas, essentiellement stable, quoique la taille restreinte des échantillons rende ces estimations assez peu précises, particulièrement dans le cas des familles monoparentales dirigées par le père.

Les indicateurs de type de famille « mère seule » et « père seul » ne sont pas particulièrement intéressants en soi, puisque les effets réduits du niveau de scolarité des parents, que nous venons de mentionner, doivent être pris en compte lorsqu'on compare les taux d'accès à l'éducation d'un type de famille à l'autre (ainsi, les modèles permettent à la coordonnée à l'origine et à la pente du niveau de scolarité des parents de différer selon le type de famille). Le tableau 6 montre les taux de participation prévus, fondés sur les coefficients estimatifs du modèle, par type de famille pour divers niveaux de scolarité des parents, et indique que les enfants issus d'une famille monoparentale dirigée par la mère (pour lesquels la taille des échantillons permet ce genre de comparaison) présentent des taux de participation uniformément inférieurs à ceux issus d'une famille biparentale pour n'importe quel niveau de scolarité des parents. Les répondants qui vivaient selon d'autres modalités—seuls ou avec d'autres—et pour qui le niveau de scolarité des parents n'est pas mesuré ont affiché les pires résultats (les calculs détaillés ne sont pas présentés).

Géographie : Province et lieu de résidence (urbain ou rural)

Relativement peu de coefficients provinciaux sont statistiquement très différents de ceux de l'Ontario (la catégorie omise), mais dans les régressions portant sur toute forme d'études postsecondaires, les répondants du Nouveau-Brunswick et du Manitoba ont enregistré des taux de fréquentation inférieurs à ceux de l'Ontario. Toutefois, cette tendance disparaît dans le cas des modèles relatifs aux études universitaires, ce qui laisse entrevoir que les écarts interviennent au niveau des études collégiales. La Nouvelle-Écosse mise nettement sur les études universitaires et affiche le plus haut taux de fréquentation universitaire au pays pour les deux sexes. À l'opposé, les coefficients du Québec sont négatifs, sauf pour la régression relative à toute forme d'études postsecondaires chez les femmes, ce qui reflète, du moins en partie, le système des cégeps, où les « études collégiales » comprennent l'équivalent de la ou des dernières

14. On le constate en comparant le coefficient « Ne connaît pas le niveau de scolarité des parents » au « Nombre d'années d'études de parents », évalués pour n'importe quel nombre d'années.

années d'études secondaires. Le Québec semble enregistrer l'un des plus faibles taux de participation aux études universitaires[15].

Le fait de vivre en région rurale exerce une incidence uniformément négative. Si l'effet n'est pas statistiquement significatif dans le cas de toute forme d'études postsecondaires, il est considérable et statistiquement significatif en ce qui concerne la fréquentation universitaire, tant chez les hommes que chez les femmes. Ce constat concorde avec les statistiques descriptives et porte à croire que le collège communautaire est plus accessible que l'université pour les personnes qui habitent en région rurale.

Ethnicité et langue

La plupart des variables relatives aux langues minoritaires ne sont pas statistiquement significatives, ce qui donne à entendre que les taux de la participation aux études postsecondaires ne sont pas tellement différents pour les anglophones du Québec, les francophones hors Québec ou les personnes qui parlent une troisième langue dans n'importe quelle province (par rapport au locuteur de la langue majoritaire dans chaque cas—les francophones au Québec, les anglophones ailleurs). Seule exception : les femmes francophones hors Québec, qui, par rapport aux autres, enregistrent un taux estimatif de 17 % *supérieur*—et non inférieur—de participation à toute forme d'études postsecondaires. L'absence d'effets de la langue minoritaire reflète vraisemblablement une combinaison de politiques gouvernementales et institutionnelles visant à offrir aux gens la possibilité de poursuivre des études supérieures dans la langue de leur choix (système qui est peut-être particulièrement favorable aux anglophones du Québec et aux francophones du Nouveau-Brunswick), ainsi que la capacité des minorités de s'adapter au contexte local, ou encore d'autres facteurs de motivation ou caractéristiques non observées qu'elles pourraient posséder. L'absence de l'effet d'une troisième langue est également intéressante à cet égard.

L'ethnicité donne lieu à un certain nombre de constatations très éloquentes. Une fois les autres facteurs neutralisés, les personnes originaires de l'Asie et du sud ou de l'est de l'Europe sont beaucoup plus susceptibles que les autres de poursuivre des études postsecondaires. Dans le cas des Asiatiques, cette tendance est particulièrement marquée chez les hommes, surtout dans les modèles relatifs aux études universitaires, où—les autres facteurs étant maintenus constants—ils affichent un remarquable taux de participation supérieur de 27 % à ceux des hommes du nord et de l'ouest de l'Europe, soit l'origine de référence (omise).

En ce qui concerne les personnes originaires du sud et de l'est de l'Europe, l'effet est—là encore—généralement marqué et positif et ce, pour les deux sexes, ce qui confère à ce groupe le plus haut taux de participation des femmes. Les répondants d'origine mixte ont également tendance à afficher des taux de participation relativement élevés, alors que la tendance des personnes d'autres origines est partagée. Les Autochtones (Premières Nations) du Canada n'enregistrent des taux de participation inférieurs que dans le modèle

15. Des tests statistiques dépendant de plusieurs variables (tests *F*) effectués sur les coefficients de la province de résidence ont montré que le groupe était statistiquement très significatif pour chaque sexe.

relatif aux études universitaires des femmes, mais nous verrons plus loin que les effets totaux sont différents et que les effets indirects jouent un rôle particulièrement important pour ce groupe[16].

Variables intermédiaires

Les variables intermédiaires prennent généralement les signes prévus. Par exemple, le fait d'échouer une année à l'école primaire est nettement négatif—même après prise en compte des notes au niveau secondaire et d'autres facteurs, ce qui laisse entrevoir une corrélation de longue durée. Une note moyenne élevée exerce les effets positifs marqués prévus, l'importance d'obtenir une moyenne « A » (par comparaison avec la catégorie omise « B ») étant particulièrement élevée à l'égard des études universitaires. Il convient de noter que le fait de sauter régulièrement des cours au niveau secondaire ne semble avoir aucun effet sur l'inscription aux études postsecondaires ou universitaires—encore une fois, compte tenu des notes et d'autres facteurs. De plus, le fait de travailler plus de 20 heures par semaine pendant les études secondaires (« longues heures de travail ») réduit d'environ 5 % la probabilité de participer à toute forme d'études postsecondaires et de plus de 10 % celle de fréquenter l'université. Les taux les plus élevés sont enregistrés par les personnes qui travaillent un peu, ou pas du tout dans le cas du modèle relatif aux études universitaires des hommes.

Fait intéressant, une fois les notes neutralisées, le fait d'éprouver de la difficulté en mathématiques, en sciences ou dans la langue maternelle d'enseignement (anglais ou français) au niveau secondaire ne semble pas avoir d'incidence marquée sur la participation aux études postsecondaires. Le fait d'aimer les études secondaires exerce généralement un effet positif, mais n'est statistiquement significatif que dans le modèle relatif à toute forme d'études postsecondaires. Constatation étonnante, et presque paradoxale : les répondants qui trouvent les cours au niveau secondaire intéressants ont généralement la même probabilité de poursuivre des études, ou une probabilité inférieure dans un modèle, que ceux qui ne s'intéressent pas aux cours dans ce contexte de régression. De même, une forte participation en classe n'a un effet positif statistiquement significatif que dans le cas des études universitaires. De plus, le fait de ne pas s'entendre avec les enseignants réduit plutôt la probabilité de poursuivre des études, surtout dans les modèles relatifs à toute forme d'études postsecondaires.

L'opinion des parents quant à l'importance des études secondaires exerce les effets auxquels on pouvait s'attendre (lorsqu'ils sont significatifs), mais doit être interprétée avec précaution, presque tous les répondants ayant classé leurs parents dans la catégorie « grande importance ». Ce qui est peut-être plus intéressant, c'est que les jeunes dont les amis n'accordaient qu'une importance moyenne aux études secondaires (par opposition à

16. Pour une analyse intergénérationnelle du niveau de scolarité par groupe ethnique, voir Dicks et Sweetman (1999). Par ailleurs, des tests statistiques dépendant de plusieurs variables (tests *F*) effectués sur les variables relatives à l'ethnicité et à la langue ont montré que les premières étaient fortement significatives mais que, dans l'ensemble, les dernières ne l'étaient pas, sauf dans le cas de la régression portant sur toute forme d'études postsecondaires chez les femmes. La langue ne semble pas constituer un indicateur important de la participation aux études postsecondaires en général.

une grande importance) sont nettement moins susceptibles de poursuivre des études. Les effets du groupe d'amis semblent compter, quoique ces résultats pourraient aussi refléter l'opinion personnelle des répondants. Le fait d'avoir des activités restreintes exerce également des effets négatifs, mais ces derniers ne sont significatifs que chez les femmes.

VI.2 Modèles de l'effet total et effets indirects implicites

Nous abordons maintenant les modèles de l'effet total, fondés sur l'équation 8 ci-dessus, et les effets indirects implicites d'après l'équation 10 ou 11 (l'écart entre l'effet total et les effets directs), ainsi que le pourcentage de l'effet total de chaque variable qui se révèle indirect. En ce qui concerne le niveau de scolarité des parents, même si l'on a observé des effets directs marqués, les effets totaux sont généralement d'environ 50 % supérieurs. Chaque année de scolarité des parents (si l'on prend comme exemple le cas de la famille biparentale correspondant à la variable pertinente) représente une hausse de 4 points (chez les hommes) ou de 3,1 points (chez les femmes) de la probabilité de participer à toute forme d'études postsecondaires et, respectivement, de 5,4 points ou de 6,5 points en ce qui concerne la participation aux études universitaires. Autrement dit, près de la moitié (de 37 % à 43 %) des effets du niveau de scolarité des parents s'exercent indirectement par le biais des variables intermédiaires comprises dans les modèles, le reste tenant aux effets directs qui restent une fois ces autres facteurs neutralisés.

Les effets cumulatifs du niveau de scolarité des parents, ainsi que les écarts entre les taux de participation des répondants issus de familles monoparentales dirigées par la mère et de ceux issus de familles biparentales, ressortent du tableau 6, qui montre les taux de participation ajustés à divers niveaux de scolarité des parents. Nous constatons ici que les effets de la famille sont aussi plus marqués dans le modèle des effets totaux que dans celui des effets directs. Chez les filles, la probabilité d'accéder à l'université est jusqu'à 40 % plus élevée dans une famille biparentale, alors que le modèle des effets directs montre au plus un écart de 25 %. Et, comme dans les modèles des effets directs, la relation entre le niveau de scolarité des parents et la participation semble un peu plus stable pour les familles monoparentales (dirigées par la mère ou par le père) que pour les familles biparentales mais, encore une fois, les interactions pertinentes ne sont pas significatives dans la plupart des cas.

Les coefficients provinciaux sont pour une bonne part du même signe et montrent la même tendance que ceux retrouvés dans les modèles directs mais, encore une fois, la majorité des coefficients individuels ne sont pas statistiquement significatifs. Dans les cas où les coefficients estimatifs sont faibles, on peut observer des effets marqués « indirects en pourcentage » simplement parce que les coefficients, en fait, oscillent autour de petits nombres estimés de manière imprécise. (Un nombre négatif pour le pourcentage de l'effet total qui est indirect signifie que ce dernier est plus grand que le premier—ce qui survient lorsque les effets indirects et les effets directs s'exercent dans des sens opposés.) Il convient donc, ici comme ailleurs, de se pencher exclusivement sur les effets statistiquement significatifs.

En nous limitant aux provinces où les effets directs et les effets totaux sont statistiquement significatifs, nous constatons que le pourcentage de l'effet qui est indirect peut atteindre jusqu'à 48 % du total. Ainsi, la plupart des provinces où les caractéristiques et les résultats intermédiaires des étudiants sont favorables à la poursuite d'études postsecondaires semblent également exercer un effet direct supplémentaire sur cette dynamique (autrement dit, les étudiants d'une province donnée sont plus susceptibles de poursuivre des études non seulement en raison de leurs caractéristiques mesurées, mais aussi pour d'autres raisons étrangères à ces caractéristiques). Il est possible que les provinces qui sont plus (ou moins) « pro-éducation » aient tendance à l'être aux niveaux public et postsecondaire et qu'elles offrent plus (ou moins) de d'occasions de poursuivre des études postsecondaires, c'est-à-dire plus (ou moins) places au collège ou à l'université. Il est également possible que les variables provinciales reflètent une hétérogénéité non observée—des populations sous-jacentes, des possibilités qu'offre le marché du travail ou d'autres facteurs qui influent sur le taux de participation aux études postsecondaires à tous les niveaux.

Les effets de la langue minoritaire sont pour une bonne part les mêmes que dans les modèles directs. On constate que les femmes francophones hors Québec continuent de s'inscrire à toute forme d'études postsecondaires à des taux plus élevés que leurs homologues anglophones. On constate également que les effets indirects donnent aux hommes francophones un avantage sur le plan de la fréquentation universitaire, mais cet avantage est pour une bonne part contrebalancé par les effets directs observés précédemment.

En ce qui concerne les variables ethniques, les effets totaux sont, dans la plupart des cas statistiquement significatifs, supérieurs aux effets directs observés auparavant, ce qui indique que les effets directs, pris seuls, sous-estiment l'influence totale de l'ethnicité et qu'une part importante de ces effets s'exerce par le biais des variables intermédiaires (notes supérieures, etc.). Les hommes asiatiques constituent encore une fois l'exemple le plus spectaculaire. Ils sont de 23 % plus portés à s'inscrire à toute forme d'études postsecondaires et—ce qui est remarquable—de 44 % plus portés à fréquenter l'université que le groupe européen omis (ils devancent également tous les autres groupes) pour un ensemble donné de caractéristiques relatives aux antécédents. Les parts indirectes de ces effets sont respectivement de 44 % et 34 %. Les femmes asiatiques bénéficient d'avantages nettement moindres. Les répondants du sud et de l'est de l'Europe se classent au deuxième rang des jeunes les plus avantagés et, dans ce cas, tant chez les hommes que chez les femmes. Encore une fois, les effets totaux sont supérieurs aux effets directs, ce qui indique qu'une partie substantielle des taux supérieurs globaux (de 13 % à 38 %, les autres facteurs étant maintenus constants) s'exerce par le biais des variables intermédiaires comprises dans les modèles. Les autres effets de l'ethnicité sont généralement plus faibles et plus partagés.

Dans le cas des Autochtones du Canada, les effets indirects sont partout négatifs, statistiquement significatifs et parfois très prononcés, ce qui suppose que ces répondants enregistreraient des taux de participation aux études postsecondaires plus faibles que ceux observés si ces effets étaient les seuls à compter. Si, au terme de leurs études

secondaires, les Autochtones du Canada sont nettement désavantagés au chapitre des notes et d'autres caractéristiques, ces désavantages sont pour une bonne part contrebalancés lorsqu'on détermine enfin la participation aux études postsecondaires (c.-à-d. après prise en compte des effets directs), sauf dans le cas de la participation à toute forme d'études postsecondaires chez les femmes. Cela dit, tous ces modèles neutralisent en partie les facteurs qui semblent expliquer les taux de participation inférieurs des Autochtones du Canada, comme le faible niveau de scolarité des parents et le fait de vivre en région rurale, de sorte que leurs taux de participation globaux (non rajustés par la régression) restent inférieurs à ceux d'autres groupes (voir le tableau 1). Cet exercice permet de distinguer les sources précises de ces taux inférieurs globaux, ce qui porte à croire que l'écart est attribuable à des caractéristiques observables—et indique ainsi où une politique pourrait servir à égaliser les possibilités offertes à ce groupe à l'égard des études postsecondaires.

Au chapitre de la fréquentation universitaire, les désavantages des hommes qui vivent en région rurale persistent dans le modèle des effets totaux; ils sont même un peu plus marqués que dans le modèle des effets directs, 16 % de l'effet total étant indirect. Par contre, le désavantage des femmes devient insignifiant dans les modèles de l'effet total, car les effets indirects positifs contrebalancent les effets directs négatifs (les uns et les autres étant significatifs en soi). Autrement dit, les modèles des effets totaux ne tiennent pas compte du fait que les femmes qui vivent en région rurale ont tendance à afficher des résultats en matière d'études secondaires (et à posséder des attributs connexes) qui devraient les prédisposer—ne serait-ce que légèrement—aux études universitaires, alors que leur fréquentation est en fait inférieure à ce que ces caractéristiques laisseraient entrevoir. Toutefois, ces données ne permettent pas de déterminer si le dernier effet est attribuable à la distance par rapport à l'établissement d'enseignement et aux coûts connexes, à l'attitude à l'égard de l'université ou à d'autres facteurs.
Il convient d'attirer l'attention sur la nature de ces résultats : les coefficients reflètent des écarts dans les taux de participation, *les autres facteurs étant maintenus constants*. On constate que les effets de l'origine autochtone, par exemple, ne sont pas particulièrement marqués dans les modèles des effets directs, et ce n'est que dans l'estimation des effets indirects que cette origine s'avère avoir plus d'influence. Mais même ici, nous neutralisons le niveau de scolarité des parents et le lieu de résidence, facteurs qui désavantagent nettement les Autochtones du Canada—comme en témoignent leurs faibles taux de participation globaux. Bien sûr, c'est là le rôle d'un modèle de régression, et cette propriété ne fait aucunement obstacle à l'emploi de cette méthode pour distinguer les divers facteurs qui influent sur la participation aux études postsecondaires. Elle fait simplement ressortir la nécessité d'interpréter les résultats comme il convient. On y arrive en comparant les effets directs aux effets totaux, puis en comparant les constatations aux taux de participation globaux bruts.

Il importe également de souligner la nécessité d'interpréter avec soin certaines de ces variables, notamment les variables intermédiaires. Un ensemble de variables, dont celles qui représentent les notes et les autres mesures du rendement, est passablement objectif et son sens est donc relativement clair. Par contre, les mesures des attitudes et des comportements sont probablement plus sujettes à l'erreur de mesure. Et partout, presque

n'importe quelle variable comprise dans les modèles peut être liée à des facteurs non observés, dont la « capacité », la motivation et d'autres influences personnelles, familiales et environnementales.

VI.3 Spécifications de rechange

Le tableau 7 présente les variables essentielles relatives au niveau de scolarité des parents et au type de famille pour la spécification où le niveau de scolarité est représenté dans une série de variables nominales représentant les catégories obtenues dans les données brutes : études secondaires non terminées, études secondaires terminées (la catégorie omise), études collégiales partielles ou terminées, et études universitaires partielles ou terminées[17]. Les modèles comprennent également les autres variables comprises dans les modèles linéaires relatifs au niveau de scolarité des parents, mais nous ne présentons pas ces variables parce que leurs résultats ne varient pas de manière significative.

Les variables relatives au niveau de scolarité des parents prennent généralement les ensembles de coefficients prévus dans les modèles des effets directs et indirects et, dans la plupart des cas, chaque niveau supérieur de scolarité des parents correspond à un niveau supérieur de participation aux études postsecondaires. Les effets sont particulièrement marqués dans le modèle de la fréquentation universitaire où, par exemple, la probabilité de participer aux études est supérieure de 32 % (chez les hommes) et de 35 % (chez les femmes) pour les répondants dont les parents ont fait des études universitaires plutôt que des études secondaires dans les modèles des effets totaux, et respectivement supérieure de 22 % et 24 % dans les modèles indirects. Naturellement, la taille de l'effet indirect et le pourcentage de l'effet total qui est indirect varient, mais ils sont généralement substantiels. Dans les cas où l'effet direct et l'effet total sont statistiquement significatifs, l'effet indirect représente de 17 % à 31 % de l'effet total.

Enfin, comme le montre le tableau 8, une autre constatation a trait à l'importance relative du niveau de scolarité du père par rapport à celui de la mère à l'égard des études postsecondaires. En tenant compte de chacun, on observe que le niveau de scolarité du père exerce une influence beaucoup plus grande sur le niveau de scolarité des garçons que celui de la mère, alors qu'on observe l'inverse chez les filles, mais dans une mesure un peu moindre. Cette tendance est particulièrement prononcée dans les modèles relatifs aux études universitaires. Compte tenu de la nature des données, cet effet n'est vérifiable que dans le cas des familles biparentales, puisque nous observons uniquement le niveau de scolarité des parents qui habitent avec les jeunes.

VII. Conclusion

Dans le présent document, nous avons examiné la participation aux études postsecondaires au Canada d'après les données de l'Enquête auprès des sortants et de l'Enquête de suivi auprès des sortants de Statistique Canada. En employant une méthode

17. Ces catégories correspondent toujours au niveau du parent le plus scolarisé, mais les constatations sont encore une fois semblables (mais un peu plus marquées) lorsque l'analyse se limite aux situations où les deux parents possèdent le niveau de scolarité indiqué (résultats non présentés).

récursive par blocs, nous cernons les effets directs et indirects d'un certain nombre de caractéristiques propres aux antécédents familiaux, ainsi que les effets d'un ensemble de variables intermédiaires représentant les résultats en matière d'études secondaires et les attitudes et comportements connexes; outre qu'elles sont intéressantes en soi, ces variables intermédiaires représentent les voies par lesquelles les variables relatives aux antécédents agissent pour influer sur la participation. Nous employons deux mesures de l'accès aux études postsecondaires : toute forme d'études postsecondaires (des collèges communautaires aux études universitaires en passant par les écoles de formation professionnelle) et les études universitaires (proprement dites). L'analyse est ventilée par sexe.

Les résultats font ressortir les facteurs nombreux et variés qui influent sur la participation aux études postsecondaires et l'avantage d'utiliser des modèles de régression détaillés pour cerner ces influences. L'importance des effets des antécédents familiaux, même après neutralisation d'un vaste éventail d'autres facteurs, dont le rendement scolaire aux niveaux primaire et secondaire et certaines mesures connexes, revêt un intérêt particulier. Les antécédents familiaux semblent exercer un effet durable lorsqu'il s'agit de déterminer qui poursuit des études postsecondaires, même chez des jeunes qui semblent posséder les mêmes aptitudes, voire peut-être la même motivation.

Le niveau de scolarité des parents exerce, sur l'accès à l'éducation, des effets directs et indirects uniformément puissants. Chaque année supplémentaire de scolarité des parents accroît la probabilité de fréquentation universitaire (où les effets sont le plus marqués) dans une mesure pouvant atteindre environ cinq points de pourcentage. Les taux de fréquentation universitaire des jeunes dont les parents possèdent un diplôme d'études secondaires, par rapport à ceux dont les parents ont fait au moins des études universitaires partielles, sont de 29 % contre 53 % chez les hommes et de 37 % contre 65 % chez les femmes (les autres facteurs étant maintenus constants). Le niveau de scolarité des parents présente une autre propriété intéressante : le niveau de scolarité du père semble exercer un effet beaucoup plus marqué sur les fils que sur les filles, alors que celui de la mère a une influence beaucoup plus grande sur les filles que sur les fils. Entre 37 % et 44 % de ces effets sont indirects, les autres sont directs (c.-à-d. qu'ils restent une fois les résultats intermédiaires neutralisés). Par type de famille, les jeunes issus d'une famille biparentale ont environ 25 % plus de chances de poursuivre des études supérieures que ceux issus d'une famille monoparentale dirigée par la mère selon le modèle des effets directs, et l'écart peut même atteindre 40 % selon le modèle des effets totaux.

Les taux de participation varient dans une certaine mesure selon la province et, dans la plupart des cas, les effets directs et indirects s'exercent dans le même sens. Les jeunes des provinces autres que l'Ontario ont tendance à présenter des taux inférieurs de participation à toute forme d'études postsecondaires (les autres facteurs étant maintenus constants, y compris les mesures des antécédents familiaux), mais des taux supérieurs de fréquentation universitaire. Le fait de vivre en région rurale pendant les études secondaires réduit la probabilité de poursuivre des études postsecondaires, mais les effets ne sont statistiquement significatifs que dans les modèles relatifs aux études universitaires. Dans ces derniers cas, chez les hommes, les effets directs et indirects

s'exercent dans le même sens, alors que chez les femmes, fait intéressant, les effets indirects favorisent l'accès à l'éducation alors que les effets directs sont négatifs, l'influence négative nette n'étant pas statistiquement différente de zéro.

Le fait de parler une langue minoritaire (l'anglais au Québec, le français hors Québec ou une autre langue dans n'importe quelle province) ne semble pas exercer un effet statistiquement significatif sur l'accès à l'éducation, sauf chez les femmes francophones hors Québec dans les modèles relatifs à toute forme d'études postsecondaires (mais non aux études universitaires), ces femmes étant proportionnellement plus nombreuses à étudier que leurs homologues anglophones. L'origine asiatique exerce un effet très positif sur la participation aux études, surtout chez les hommes et particulièrement dans les modèles relatifs aux études universitaires. Dans la plupart des cas, les effets directs et indirects s'exercent dans le même sens : l'ethnicité est donc liée à divers résultats en matière d'études secondaires et de résultats connexes, ainsi qu'à la tendance à poursuivre des études supérieures en fonction d'un ensemble donné de caractéristiques (relatives aux antécédents et intermédiaires). Les taux de participation aux études postsecondaires sont systématiquement le plus faibles chez les Autochtones (Premières Nations) du Canada, mais les effets, presque entièrement indirects, s'exercent par le biais des notes au niveau secondaire et des résultats connexes (c.-à-d. que l'origine autochtone a un effet négatif sur ces derniers), ainsi que par le biais des niveaux des variables relatives aux antécédents (par ex., des niveaux inférieurs de scolarité des parents). Bref, notre méthode montre que l'effet négatif de l'origine autochtone s'exerce tôt, durant les années d'études secondaires (lorsque les variables intermédiaires se forment) ou avant, plutôt qu'au moment d'entreprendre des études postsecondaires.

Pour ce qui est des variables intermédiaires, présentées à l'annexe 1, les résultats montrent que le fait de travailler un nombre modéré d'heures dans un emploi extérieur pendant les études secondaires est lié à des niveaux supérieurs de fréquentation dans les modèles relatifs à toute forme d'études postsecondaires ainsi qu'aux études universitaires chez les filles, mais un trop grand nombre d'heures de travail réduit uniformément la probabilité de participation selon les deux mesures. Le rendement scolaire au niveau secondaire, que reflète la note moyenne du répondant, exerce une forte influence positive dans les modèles relatifs à toute forme d'études postsecondaires et aux études universitaires, alors que le fait d'échouer une année à l'école primaire constitue un prédicteur supplémentaire—précoce et durable—dans les modèles relatifs à toute forme d'études postsecondaires. En général, comme on pouvait s'y attendre, la participation aux cours et aux activités scolaires exerce également des effets positifs.

Bien que le présent document ne porte pas expressément sur les écarts entre les sexes, il convient de mentionner que, d'après les statistiques descriptives, les garçons sont nettement désavantagés par rapport aux filles au chapitre des variables intermédiaires. Ils échouent plus souvent, obtiennent des notes inférieures au niveau secondaire, aiment moins l'école et la trouvent moins intéressante et s'entendent moins bien avec leurs enseignants. Compte tenu de tous ces facteurs, il n'est pas étonnant qu'ils présentent des taux statistiquement inférieurs de participation aux études postsecondaires et de fréquentation universitaire.

Tableau 1 – Statistiques descriptives et taux de participation

A) Variables dépendantes

Études postsecondaires (ÉPS)	Moyenne Hommes	Moyenne Femmes
Aucune	0,318	0,233
Toute forme d'ÉPS	0,682	0,767
Études universitaires	0,309	0,389
N	2671	2998

B) Variables relatives aux antécédents

Variable	Moyenne Hommes	Moyenne Femmes	Taux de participation – Toute forme d'ÉPS Hommes	Toute forme d'ÉPS Femmes	Études univ. Hommes	Études univ. Femmes
Niveau de scolarité des parents						
Années d'études du père	9,100 [0,170]	9,026 [0,170]	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Années d'études de la mère	9,738 [0,155]	10,015 [0,146]	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Années d'études du parent	11,072 [0,148]	11,124 [0,142]	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Ne sait pas	0,086	0,048	0,478	0,703	0,104	0,184
Sans diplôme d'études sec.	0,203	0,232	0,522	0,703	0,174	0,162
Études secondaires	0,274	0,245	0,663	0,732	0,256	0,336
Études collégiales	0,158	0,172	0,739	0,883	0,302	0,445
Études universitaires	0,233	0,228	0,858	0,885	0,573	0,659
Type de famille (vivre avec ...)						
les deux parents	0,821	0,794	0,712	0,800	0,333	0,420
le père	0,036	0,022	0,620	0,851	0,145	0,380
la mère	0,097	0,109	0,552	0,696	0,247	0,289
autre	0,047	0,075	0,457	0,507	0,141	0,203
Province de résidence à 15 ans						
Terre-Neuve	0,029	0,032	0,706	0,710	0,304	0,284
Île-du-Prince-Édouard	0,005	0,006	0,613	0,755	0,327	0,368
Nouvelle-Écosse	0,038	0,036	0,711	0,762	0,372	0,454
Nouveau-Brunswick	0,032	0,033	0,570	0,643	0,238	0,345
Québec	0,227	0,238	0,624	0,824	0,249	0,367
Ontario	0,370	0,376	0,738	0,785	0,319	0,420
Manitoba	0,043	0,041	0,577	0,694	0,317	0,454
Saskatchewan	0,042	0,041	0,687	0,758	0,370	0,473
Alberta	0,099	0,090	0,675	0,705	0,323	0,391
Colombie-Britannique	0,115	0,105	0,676	0,722	0,361	0,291
Région urbaine ou rurale						
Urbaine	0,755	0,763	0,702	0,781	0,342	0,408
Rurale	0,245	0,237	0,621	0,723	0,208	0,326
Langue						
Majorité	0,931	0,932	0,681	0,762	0,313	0,386
Anglophone au Québec	0,035	0,028	0,683	0,872	0,269	0,499
Francophone hors Québec	0,021	0,024	0,700	0,862	0,238	0,368
Autre langue maternelle	0,013	0,015	0,694	0,768	0,275	0,373
Ethnicité						
Nord et Ouest de l'Europe	0,539	0,511	0,672	0,772	0,291	0,393
Sud et Est de l'Europe	0,101	0,097	0,740	0,841	0,386	0,461
Canada	0,135	0,164	0,621	0,721	0,240	0,306
Asiatique	0,029	0,029	0,926	0,900	0,750	0,468
Autochtone	0,039	0,039	0,568	0,496	0,198	0,290
Autre	0,026	0,020	0,605	0,907	0,372	0,385
Mixte	0,078	0,093	0,774	0,828	0,354	0,516
Inconnue	0,053	0,048	0,671	0,697	0,276	0,275
Âge						
22 ans	0,311	0,336	0,665	0,764	0,275	0,399
23 ans	0,335	0,329	0,696	0,770	0,356	0,374
24 ans	0,354	0,335	0,684	0,769	0,296	0,394

Tableau 1 – Statistiques descriptives et taux de participation (suite)

C) Variables intermédiaires	Moyenne		Taux de participation			
			Toute forme d'ÉPS		Études univ.	
Variable	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Type d'école secondaire						
Privée	0,081	0,106	0,789	0,889	0,443	0,564
Publique	0,919	0,894	0,672	0,753	0,298	0,368
Réussite à l'école primaire						
Année échouée	0,206	0,084	0,443	0,481	0,075	0,048
Aucune année échouée	0,794	0,916	0,744	0,794	0,370	0,420
Notes au niveau secondaire						
Moyenne A	0,199	0,290	0,881	0,896	0,631	0,648
Moyenne B	0,407	0,466	0,732	0,779	0,323	0,361
Moyenne C	0,311	0,181	0,578	0,607	0,151	0,157
Moyenne D ou F	0,050	0,021	0,333	0,474	0,035	0,071
Moyenne inconnue	0,034	0,042	0,377	0,591	0,117	0,059
Sauter des cours au niveau secondaire						
Oui	0,608	0,556	0,673	0,745	0,294	0,352
Non	0,392	0,434	0,696	0,796	0,333	0,434
Emploi pendant les études secondaires						
Sans emploi	0,341	0,381	0,677	0,738	0,362	0,377
Travailler moins de 10 heures/sem.	0,117	0,130	0,763	0,846	0,390	0,502
Travailler de 10 à 20 heures/sem.	0,316	0,362	0,743	0,811	0,322	0,409
Travailler plus de 20 heures/sem.	0,226	0,127	0,563	0,654	0,172	0,251
Résultats en mathématiques au niveau sec.						
Pas de difficulté	0,608	0,536	0,723	0,801	0,365	0,471
Difficulté	0,391	0,461	0,618	0,728	0,223	0,295
s.o.	0,001	0,002	0,625	0,935	0,350	0,000
Résultats en sciences au niveau sec.						
Pas de difficulté	0,723	0,695	0,726	0,794	0,349	0,428
Difficulté	0,248	0,278	0,598	0,720	0,216	0,312
s.o.	0,029	0,027	0,285	0,579	0,130	0,160
Résultats en anglais (français) au niveau sec.						
Pas de difficulté	0,724	0,840	0,733	0,787	0,384	0,421
Difficulté	0,276	0,159	0,547	0,664	0,187	0,219
s.o.	0,001	0,001	0,210	0,302	0,000	0,000
Aimer les études secondaires						
Oui	0,832	0,862	0,723	0,797	0,341	0,415
Non	0,168	0,138	0,480	0,580	0,155	0,227
Participation aux cours au niveau secondaire						
Faible	0,114	0,108	0,573	0,669	0,258	0,289
Moyenne	0,679	0,662	0,663	0,758	0,269	0,345
Élevée	0,208	0,229	0,803	0,843	0,470	0,562
Intérêt pour les cours au niveau secondaire						
Intéressé	0,733	0,799	0,703	0,780	0,317	0,407
Pas intéressé	0,267	0,201	0,622	0,719	0,290	0,317
Opinion des parents — Importance des études sec.						
Grande	0,938	0,949	0,695	0,786	0,325	0,407
Moyenne	0,058	0,048	0,492	0,436	0,072	0,059
Faible	0,004	0,002	0,407	0,382	0,002	0,000
Opinion des amis — Importance des études sec.						
Grande	0,708	0,798	0,736	0,813	0,359	0,436
Moyenne	0,252	0,168	0,581	0,604	0,206	0,204
Faible	0,038	0,033	0,367	0,523	0,066	0,190
Incapacité physique						
Oui	0,046	0,062	0,518	0,626	0,238	0,178
Non	0,954	0,938	0,690	0,777	0,313	0,403
Bonne relation avec les enseignants au niveau sec.						
Oui	0,049	0,020	0,359	0,431	0,113	0,169
Non	0,951	0,980	0,696	0,774	0,320	0,393

Note : Les taux sont sans objet (s.o.) dans le cas des variables continues.

Tableau 2 – Résultats de la régression MCO – Participation des hommes à toute forme d'études postsecondaires

	Effet direct		Effet total		Effet indirect		
Variable	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	% indirect
Niveau de scolarité des parents et type de famille							
Années d'études des parents	0.022 ***	[0.006]	0.040 ***	[0.006]	0.017 ***	[0.003]	43%
Ne sait pas	0.146 *	[0.088]	0.276 ***	[0.097]	0.129 ***	[0.050]	47%
Années études parents/Vivre père	-0.009	[0.028]	-0.019	[0.032]	-0.010	[0.012]	53%
Années études parents/Vivre mère	-0.006	[0.017]	-0.005	[0.019]	0.001	[0.008]	-13%
Ne sait pas/Vivre père	0.237	[0.369]	0.140	[0.420]	-0.097	[0.169]	-70%
Ne sait pas/Vivre mère	-0.076	[0.241]	-0.115	[0.274]	-0.039	[0.126]	34%
Vivre père	0.106	[0.335]	0.143	[0.382]	0.037	[0.150]	26%
Vivre mère	-0.007	[0.211]	-0.045	[0.241]	-0.038	[0.104]	85%
Vivre d'autres	0.107	[0.097]	0.230 **	[0.109]	0.123 **	[0.048]	53%
Lieu de résidence							
Terre-Neuve	-0.002	[0.045]	0.032	[0.047]	0.034	[0.022]	105%
Île-du-Prince-Édouard	-0.057	[0.056]	-0.065	[0.058]	-0.008	[0.024]	13%
Nouvelle-Écosse	0.010	[0.041]	0.010	[0.042]	0.000	[0.018]	-5%
Nouveau-Brunswick	-0.117 **	[0.053]	-0.126 **	[0.055]	-0.009	[0.025]	7%
Québec	-0.101 **	[0.039]	-0.056	[0.041]	0.046 *	[0.024]	-81%
Manitoba	-0.113 ***	[0.044]	-0.149 ***	[0.046]	-0.036 **	[0.018]	24%
Saskatchewan	-0.043	[0.043]	-0.017	[0.045]	0.026	[0.020]	-155%
Alberta	-0.059	[0.040]	-0.083 **	[0.041]	-0.023	[0.019]	28%
Colombie-Britannique	-0.077 *	[0.040]	-0.075 *	[0.042]	0.002	[0.018]	-3%
Région rurale	-0.022	[0.031]	-0.033	[0.034]	-0.011	[0.016]	34%
Langue et ethnicité							
Anglais au Québec	0.070	[0.070]	0.004	[0.091]	-0.065	[0.052]	-1506%
Français hors Québec	0.072	[0.069]	0.124 *	[0.069]	0.052	[0.039]	42%
Autre langue	0.020	[0.105]	0.017	[0.122]	-0.003	[0.057]	-16%
Sud et Est de l'Europe	0.068	[0.045]	0.093 *	[0.051]	0.026	[0.022]	27%
Canadien	-0.004	[0.040]	-0.017	[0.042]	-0.013	[0.018]	75%
Asiatique	0.129 ***	[0.041]	0.230 ***	[0.041]	0.101 ***	[0.023]	44%
Autochtone	0.020	[0.071]	-0.067	[0.075]	-0.087 **	[0.038]	130%
Autre origine	-0.053	[0.086]	-0.088	[0.111]	-0.035	[0.056]	40%
Origine mixte	0.079 *	[0.042]	0.086 *	[0.046]	0.006	[0.021]	7%
Variables intermédiaires							
École secondaire privée	0.053	[0.039]					
Échec à l'école primaire	-0.163 ***	[0.034]					
Moyenne A	0.059 *	[0.031]					
Moyenne C	-0.070 **	[0.031]					
Moyenne D ou F	-0.201 ***	[0.066]					
Sauter des cours	0.002	[0.026]					
Petit nombre d'heures de travail	0.031	[0.036]					
Nombre moyen d'heures de travail	0.022	[0.028]					
Grand nombre d'heures de travail	-0.084 ***	[0.032]					
Difficulté en mathématiques	-0.006	[0.027]					
Difficulté en sciences	-0.042	[0.030]					
Difficulté en anglais (français)	-0.031	[0.030]					
Aimer l'école	0.085 **	[0.040]					
Faible participation en classe	-0.013	[0.043]					
Grande participation en classe	0.032	[0.029]					
Intérêt pour les cours	-0.027	[0.030]					
Opinion moyenne des parents	0.014	[0.056]					
Faible opinion des parents	-0.072	[0.227]					
Opinion moyenne des amis	-0.059 *	[0.031]					
Faible opinion des amis	-0.111	[0.081]					
Activité limitée	-0.115 *	[0.069]					
Mauvaise relation avec enseignants	-0.113 *	[0.066]					
R^2	0.257		0.110		s.o.		

Note : Erreurs-types robustes entre crochets : * significative à 10 %; ** significative à 5 %; *** significative à 1 %. N = 2671.
Les régressions comprennent aussi des variables-indicateurs pour la non-réponse (voir le tableau 1).

Tableau 3 – Résultats de la régression MCO – Participation des femmes à toute forme d'études postsecondaires

	Effet direct		Effet total		Effet indirect		
Variable	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	% indirect
Niveau de scolarité des parents et type de famille							
Années d'études des parents	0,018 ***	[0,005]	0,031 ***	[0,005]	0,014 ***	[0,003]	44%
Ne sait pas	0,202 **	[0,090]	0,307 ***	[0,095]	0,105 **	[0,043]	34%
Années études parents/Vivre père	0,030	[0,022]	0,030	[0,022]	0,000	[0,011]	0%
Années études parents/Vivre mère	-0,010	[0,017]	-0,008	[0,018]	0,002	[0,007]	-31%
Ne sait pas/Vivre père	0,324	[0,380]	0,142	[0,465]	-0,183	[0,213]	-129%
Ne sait pas/Vivre mère	-0,120	[0,265]	-0,112	[0,268]	0,008	[0,104]	-8%
Vivre père	-0,327	[0,312]	-0,315	[0,325]	0,012	[0,147]	-4%
Vivre mère	0,096	[0,214]	0,034	[0,219]	-0,062	[0,094]	-183%
Vivre d'autres	0,042	[0,086]	0,143	[0,069]	0,100 **	[0,045]	70%
Lieu de résidence							
Terre-Neuve	0,027	[0,042]	0,016	[0,043]	-0,011	[0,021]	-70%
Île-du-Prince-Édouard	0,062	[0,046]	0,015	[0,049]	-0,047 **	[0,022]	-303%
Nouvelle-Écosse	0,059	[0,037]	0,031	[0,039]	-0,028	[0,018]	-89%
Nouveau-Brunswick	-0,099 *	[0,050]	-0,127 **	[0,052]	-0,028	[0,023]	22%
Québec	0,073 *	[0,038]	0,096 **	[0,039]	0,022	[0,021]	23%
Manitoba	-0,067 *	[0,039]	-0,077 *	[0,042]	-0,010	[0,017]	13%
Saskatchewan	0,006	[0,037]	0,001	[0,040]	-0,005	[0,019]	-412%
Alberta	-0,051	[0,037]	-0,088 **	[0,038]	-0,037 **	[0,018]	42%
Colombie-Britannique	-0,009	[0,041]	-0,045	[0,041]	-0,036 **	[0,017]	80%
Région rurale	-0,014	[0,025]	-0,007	[0,028]	0,006	[0,013]	-86%
Âge							
23 ans	0,000	[0,026]	0,009	[0,027]	0,008	[0,012]	99%
24 ans	0,028	[0,027]	0,024	[0,030]	-0,004	[0,014]	-17%
Langue et ethnicité							
Anglais au Québec	-0,055	[0,071]	-0,049	[0,068]	0,006	[0,027]	-13%
Français hors Québec	0,171 ***	[0,061]	0,186 ***	[0,057]	0,015	[0,027]	8%
Autre langue	0,012	[0,096]	-0,060	[0,110]	-0,072	[0,046]	120%
Sud et Est de l'Europe	0,086 **	[0,042]	0,126 ***	[0,044]	0,040 **	[0,016]	32%
Canadien	-0,024	[0,032]	-0,064 *	[0,037]	-0,040 **	[0,019]	62%
Asiatique	0,102 *	[0,055]	0,126 **	[0,060]	0,024	[0,023]	19%
Autochtone	-0,140 **	[0,063]	-0,219 ***	[0,071]	-0,079 **	[0,033]	36%
Autre origine	0,110 **	[0,049]	0,125 ***	[0,045]	0,015	[0,030]	12%
Origine mixte	0,072 **	[0,036]	0,066 *	[0,038]	-0,006	[0,015]	-9%
Variables intermédiaires							
École secondaire privée	0,037	[0,036]					
Échec à l'école primaire	-0,154 ***	[0,052]					
Moyenne A	0,045 *	[0,025]					
Moyenne C	-0,072 **	[0,035]					
Moyenne D ou F	-0,139	[0,104]					
Sauter des cours	0,009	[0,022]					
Petit nombre d'heures de travail	0,038	[0,033]					
Nombre moyen d'heures de travail	0,037	[0,025]					
Grand nombre d'heures de travail	-0,032	[0,047]					
Difficulté en mathématiques	-0,004	[0,026]					
Difficulté en sciences	0,005	[0,027]					
Difficulté en anglais (français)	-0,002	[0,034]					
Aimer l'école	0,100 **	[0,042]					
Faible participation en classe	-0,045	[0,042]					
Grande participation en classe	0,025	[0,028]					
Intérêt pour les cours	-0,037	[0,030]					
Opinion moyenne des parents	-0,215 ***	[0,078]					
Faible opinion des parents	-0,020	[0,164]					
Opinion moyenne des amis	-0,086 **	[0,035]					
Faible opinion des amis	-0,099	[0,081]					
Activité limitée	-0,060	[0,057]					
Mauvaise relation avec enseignants	-0,151 *	[0,087]					
R^2	0,212		0,110		s.o.		

Note : Erreurs-types robustes entre crochets : * significative à 10 %; ** significative à 5 %; *** significative à 1 %. N = 2998.
Les régressions comprennent aussi des variables-indicateurs pour la non-réponse (voir le tableau 1).

Tableau 4 – Résultats de la régression MCO – Participation des hommes aux études universitaires

	Effet direct		Effet total		Effet indirect		
Variable	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	% indirect
Niveau de scolarité des parents et type de famille							
Années d'études des parents	0,033 ***	[0,006]	0,054 ***	[0,006]	0,022 ***	[0,003]	40%
Ne sait pas	0,248 ***	[0,083]	0,464 ***	[0,089]	0,216 ***	[0,049]	47%
Années études parents/Vivre père	-0,039 **	[0,015]	-0,052 ***	[0,016]	-0,013	[0,009]	25%
Années études parents/Vivre mère	-0,007	[0,016]	-0,015	[0,017]	-0,008	[0,009]	53%
Ne sait pas/Vivre père	-0,325	[0,221]	-0,534 **	[0,246]	-0,209 *	[0,127]	39%
Ne sait pas/Vivre mère	-0,002	[0,203]	-0,214	[0,206]	-0,212 *	[0,125]	99%
Vivre père	0,402 **	[0,193]	0,482 **	[0,207]	0,080	[0,112]	17%
Vivre mère	0,080	[0,191]	0,149	[0,199]	0,068	[0,106]	46%
Vivre d'autres	0,329 ***	[0,084]	0,502 ***	[0,091]	0,173 ***	[0,053]	35%
Lieu de résidence							
Terre-Neuve	-0,004	[0,042]	0,088 **	[0,041]	0,092 ***	[0,021]	105%
Île-du-Prince-Édouard	0,093 *	[0,048]	0,102 *	[0,054]	0,009	[0,025]	9%
Nouvelle-Écosse	0,103 ***	[0,038]	0,112 ***	[0,040]	0,009	[0,018]	8%
Nouveau-Brunswick	0,001	[0,042]	0,025	[0,047]	0,024	[0,024]	94%
Québec	-0,084 **	[0,039]	0,021	[0,038]	0,105 ***	[0,024]	497%
Manitoba	0,044	[0,039]	0,018	[0,041]	-0,026	[0,019]	-145%
Saskatchewan	0,050	[0,043]	0,104 **	[0,048]	0,054 ***	[0,021]	52%
Alberta	0,006	[0,036]	-0,021	[0,039]	-0,027	[0,018]	128%
Colombie-Britannique	0,029	[0,041]	0,022	[0,044]	-0,007	[0,018]	-29%
Région rurale	-0,061 ***	[0,023]	-0,073 ***	[0,026]	-0,012	[0,015]	16%
Âge							
23 ans	0,057 **	[0,029]	0,091 ***	[0,029]	0,035 **	[0,014]	38%
24 ans	0,028	[0,028]	0,041	[0,030]	0,012	[0,016]	31%
Langue et ethnicité							
Anglais au Québec	-0,029	[0,071]	-0,093	[0,071]	-0,064	[0,043]	69%
Français hors Québec	-0,058	[0,054]	0,030	[0,078]	0,089 **	[0,043]	292%
Autre langue	-0,060	[0,132]	-0,044	[0,146]	0,016	[0,055]	-35%
Sud et Est de l'Europe	0,154 ***	[0,048]	0,177 ***	[0,055]	0,023	[0,024]	13%
Canadien	0,017	[0,031]	-0,019	[0,034]	-0,036 **	[0,018]	188%
Asiatique	0,272 ***	[0,087]	0,414 ***	[0,084]	0,142 ***	[0,029]	34%
Autochtone	0,022	[0,057]	-0,062	[0,055]	-0,085 ***	[0,030]	136%
Autre origine	0,090	[0,083]	0,061	[0,102]	-0,030	[0,050]	-49%
Origine mixte	0,042	[0,049]	0,031	[0,053]	-0,011	[0,023]	-36%
Variables intermédiaires							
École secondaire privée	0,049	[0,048]					
Échec à l'école primaire	-0,124 ***	[0,026]					
Moyenne A	0,192 ***	[0,036]					
Moyenne C	-0,122 ***	[0,028]					
Moyenne D ou F	-0,176 ***	[0,044]					
Sauter des cours	-0,006	[0,024]					
Petit nombre d'heures de travail	-0,016	[0,041]					
Nombre moyen d'heures de travail	-0,074 ***	[0,029]					
Grand nombre d'heures de travail	-0,149 ***	[0,031]					
Difficulté en mathématiques	-0,009	[0,025]					
Difficulté en sciences	-0,022	[0,027]					
Difficulté en anglais (français)	-0,036	[0,025]					
Aimer l'école	0,031	[0,030]					
Faible participation en classe	0,036	[0,037]					
Grande participation en classe	0,056 *	[0,032]					
Intérêt pour les cours	-0,061 **	[0,030]					
Opinion moyenne des parents	-0,087 **	[0,044]					
Faible opinion des parents	-0,106 *	[0,063]					
Opinion moyenne des amis	-0,052 **	[0,026]					
Faible opinion des amis	-0,072	[0,055]					
Activité limitée	-0,032	[0,049]					
Mauvaise relation avec enseignants	-0,040	[0,037]					
R^2	0,317		0,154		s.o.		

Note : Erreurs-types robustes entre crochets : * significative à 10 %; ** significative à 5 %; *** significative à 1 %. N = 2671.
Les régressions comprennent aussi des variables-indicateurs pour la non-réponse (voir le tableau 1).

Tableau 5 – Résultats de la régression MCO – Participation des femmes aux études universitaires

	Effet direct		Effet total		Effet indirect		
Variable	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	% indirect
Niveau de scolarité des parents et type de famille							
Années d'études des parents	0,041 ***	[0,006]	0,065 ***	[0,006]	0,024 ***	[0,003]	37%
Ne sait pas	0,463 ***	[0,094]	0,625 ***	[0,101]	0,163 ***	[0,050]	26%
Années études parents/Vivre père	-0,041	[0,035]	-0,028	[0,038]	0,013	[0,015]	-47%
Années études parents/Vivre mère	-0,015	[0,017]	-0,023	[0,017]	-0,007	[0,010]	32%
Ne sait pas/Vivre père	-0,557	[0,499]	-0,546	[0,508]	0,011	[0,242]	-2%
Ne sait pas/Vivre mère	-0,239	[0,240]	-0,271	[0,232]	-0,031	[0,137]	12%
Vivre père	0,536	[0,482]	0,350	[0,499]	-0,187	[0,197]	-53%
Vivre mère	0,145	[0,210]	0,198	[0,202]	0,053	[0,123]	27%
Vivre d'autres	0,411 ***	[0,095]	0,619 ***	[0,092]	0,207 ***	[0,050]	34%
Lieu de résidence							
Terre-Neuve	-0,014	[0,044]	-0,006	[0,044]	0,008	[0,027]	-143%
Île-du-Prince-Édouard	0,044	[0,046]	0 .000	[0,052]	-0,043	[0,027]	-10661%
Nouvelle-Écosse	0,121 ***	[0,039]	0,099 **	[0,044]	-0,022	[0,023]	-22%
Nouveau-Brunswick	0,034	[0,046]	-0,007	[0,050]	-0,041	[0,027]	581%
Québec	-0,067 *	[0,040]	0,000	[0,042]	0,068 ***	[0,024]	14674%
Manitoba	0,042	[0,041]	0,040	[0,044]	-0,002	[0,022]	-5%
Saskatchewan	0,031	[0,040]	0,058	[0,045]	0,027	[0,026]	46%
Alberta	0,009	[0,039]	-0,064	[0,041]	-0,073 **	[0,022]	114%
Colombie-Britannique	-0,069 *	[0,041]	-0,132 ***	[0,041]	-0,064 ***	[0,021]	48%
Région rurale	-0,055 **	[0,028]	-0,030	[0,029]	0,025 *	[0,015]	-81%
Âge							
23 ans	-0,020	[0,027]	-0,023	[0,029]	-0,004	[0,015]	16%
24 ans	0,015	[0,029]	0,012	[0,032]	-0,003	[0,016]	-29%
Langue et ethnicité							
Anglais au Québec	0,014	[0,086]	0,028	[0,089]	0,014	[0,038]	50%
Français hors Québec	-0,009	[0,083]	0,048	[0,078]	0,055	[0,040]	121%
Autre langue	0,041	[0,114]	-0,031	[0,138]	-0,072	[0,055]	232%
Sud et Est de l'Europe	0,101 **	[0,050]	0,164 ***	[0,055]	0,063 ***	[0,022]	38%
Canadien	-0,010	[0,034]	-0,060	[0,037]	-0,050 **	[0,020]	84%
Asiatique	0,003	[0,074]	0,042	[0,076]	0,039	[0,030]	94%
Autochtone	0,059	[0,058]	-0,025	[0,062]	-0,085 **	[0,035]	334%
Autre origine	-0,080	[0,090]	-0,062	[0,104]	0,019	[0,043]	-30%
Origine mixte	0,102 **	[0,042]	0,092 *	[0,048]	-0,010	[0,021]	-11%
Variables intermédiaires							
École secondaire privée	0,104 **	[0,046]					
Échec à l'école primaire	-0,144 ***	[0,036]					
Moyenne A	0,175 ***	[0,033]					
Moyenne C	-0,129 ***	[0,033]					
Moyenne D ou F	-0,122 *	[0,071]					
Sauter des cours	-0,021	[0,026]					
Petit nombre d'heures de travail	0,017	[0,041]					
Nombre moyen d'heures de travail	-0,022	[0,030]					
Grand nombre d'heures de travail	-0,102 ***	[0,039]					
Difficulté en mathématiques	-0,079 ***	[0,028]					
Difficulté en sciences	0,000	[0,029]					
Difficulté en anglais (français)	-0,033	[0,034]					
Aimer l'école	0,043	[0,041]					
Faible participation en classe	-0,001	[0,041]					
Grande participation en classe	0,076 **	[0,033]					
Intérêt pour les cours	-0,013	[0,032]					
Opinion moyenne des parents	-0,131 ***	[0,048]					
Faible opinion des parents	0,070	[0,148]					
Opinion moyenne des amis	-0,061 *	[0,032]					
Faible opinion des amis	-0,044	[0,074]					
Activité limitée	-0,110 **	[0,045]					
Mauvaise relation avec enseignants	0,046	[0,073]					
R^2	0,2943		0,1475		s.o.		

Note : Erreurs-types robustes entre crochets : * significative à 10 %; ** significative à 5 %; *** significative à 1 %. N = 2998.
Les régressions comprennent aussi des variables-indicateurs pour la non-réponse (voir le tableau 1).

Tableau 6 – Taux de participation prévus par type de famille

Niveau de scolarité des parents	Familles biparentales		Familles monoparentales (mère)	
	Modèle des effets directs	Modèle des effets totaux	Modèle des effets directs	Modèle des effets totaux
A) Toute forme d'études postsecondaires				
Hommes				
Ne sait pas	0,618	0,500	0,527	0,341
Sans diplôme d'études sec.	0,668	0,569	0,610	0,483
Études secondaires	0,760	0,713	0,672	0,599
Études collégiales	0,812	0,795	0,711	0,672
Études universitaires	0,857	0,860	0,747	0,739
Femmes				
Ne sait pas	0,781	0,718	0,739	0,627
Sans diplôme d'études sec.	0,704	0,672	0,737	0,652
Études secondaires	0,786	0,793	0,757	0,733
Études collégiales	0,832	0,857	0,770	0,782
Études universitaires	0,871	0,906	0,783	0,825
B) Études universitaires				
Hommes				
Ne sait pas	0,100	0,104	0,071	0,041
Sans diplôme d'études sec.	0,167	0,146	0,169	0,141
Études secondaires	0,271	0,286	0,251	0,245
Études collégiales	0,354	0,405	0,315	0,333
Études universitaires	0,444	0,534	0,386	0,431
Femmes				
Ne sait pas	0,222	0,214	0,149	0,141
Sans diplôme d'études sec.	0,159	0,186	0,124	0,174
Études secondaires	0,269	0,365	0,216	0,291
Études collégiales	0,360	0,507	0,295	0,384
Études universitaires	0,459	0,649	0,385	0,485

Note : À part les variables explicatives qui définissent chaque case, toutes les variables-indicateurs relatives aux prévisions sont fixées à zéro (autrement dit, la prévision concerne quelqu'un dans tous les groupes omis).

Tableau 7 – Résultats de la régression – Spécification des variables nominales

	Effet direct		Effet total		Effet indirect		
Variable	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	% indirect
A) Toute forme d'ÉPS – Hommes							
Études des parents : ne sait pas	-0.097	[0.060]	-0.179 ***	[0.065]	-0.082 **	[0.035]	46%
Parents : sans diplôme d'études sec.	-0.009	[0.043]	-0.065	[0.045]	-0.057 ***	[0.020]	87%
Parents : études collégiales	0.066 *	[0.039]	0.079* *	[0.044]	0.013	[0.020]	17%
Parents : études universitaires	0.125 ***	[0.034]	0.194 ***	[0.037]	0.069 ***	[0.018]	36%
Parents : ne sait pas/Vivre père	0.165	[0.200]	0.190	[0.215]	0.025	[0.090]	13%
Parents : sans diplôme d'ÉS/Vivre père	-0.268	[0.164]	-0.235	[0.189]	0.033	[0.077]	-14%
Parents : études coll./Vivre père	-0.095	[0.272]	-0.195	[0.273]	-0.100	[0.100]	51%
Parents : études univ./Vivre père	-0.355 *	[0.193]	-0.373 *	[0.206]	-0.018	[0.088]	5%
Parents : ne sait pas/Vivre mère	-0.033	[0.139]	-0.085	[0.147]	-0.053	[0.071]	62%
Parents : sans diplôme d'ÉS/Vivre mère	-0.016	[0.112]	-0.014	[0.125]	0.002	[0.056]	-12%
Parents : études coll./Vivre mère	-0.104	[0.131]	-0.175	[0.151]	-0.071	[0.085]	40%
Parents : études univ./Vivre mère	-0.040	[0.124]	-0.030	[0.141]	0.010	[0.057]	-34%
Vivre père	0.179	[0.114]	0.096	[0.125]	-0.083	[0.052]	-86%
Vivre mère	-0.050	[0.081]	-0.076	[0.083]	-0.025	[0.034]	34%
Vivre d'autres	-0.138 **	[0.069]	-0.228 ***	[0.076]	-0.090 ***	[0.035]	40%
R^2	0.259		0.111		s.o.		
B) Toute forme d'ÉPS – Femmes							
Études des parents : ne sait pas	0.023	[0.071]	-0.039	[0.074]	-0.062 **	[0.026]	157%
Parents : sans diplôme d'études sec.	-0.004	[0.040]	-0.053	[0.043]	-0.050 ***	[0.015]	93%
Parents : études collégiales	0.108 ***	[0.036]	0.139 ***	[0.037]	0.031 **	[0.014]	22%
Parents : études universitaires	0.090 ***	[0.034]	0.136 ***	[0.034]	0.048 ***	[0.015]	33%
Parents : ne sait pas/Vivre père	-0.211	[0.227]	-0.411	[0.339]	-0.200	[0.156]	49%
Parents : sans diplôme d'ÉS/Vivre père	-0.438 ***	[0.158]	-0.425 **	[0.179]	0.013	[0.083]	-3%
Parents : études coll./Vivre père	-0.058	[0.100]	-0.113	[0.097]	-0.055	[0.065]	48%
Parents : études univ./Vivre père	-0.148 *	[0.078]	-0.133	[0.084]	0.015	[0.061]	-11%
Parents : ne sait pas/Vivre mère	0.042	[0.166]	0.000	[0.177]	-0.042	[0.063]	-14350%
Parents : sans diplôme d'ÉS/Vivre mère	0.036	[0.099]	0.026	[0.104]	-0.010	[0.043]	-39%
Parents : études coll./Vivre mère	0.153 *	[0.093]	0.119	[0.093]	-0.034	[0.048]	-29%
Parents : études univ./Vivre mère	-0.057	[0.119]	-0.082	[0.136]	-0.025	[0.045]	31%
Vivre père	0.219 ***	[0.066]	0.240 ***	[0.077]	0.021	[0.044]	9%
Vivre mère	-0.062	[0.075]	-0.078	[0.080]	-0.016	[0.031]	21%
Vivre d'autres	-0.140 **	[0.058]	-0.205 ***	[0.061]	-0.065 **	[0.027]	32%
R^2	0.220		0.117		s.o.		

Tableau 7 – Résultats de la régression – Spécification des variables nominales - suite

Variable	Effet direct		Effet total		Effet indirect		%
	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	indirect
C) Études universitaires – Hommes							
Études des parents : ne sait pas	-0.110 **	[0.045]	-0.152 ***	[0.043]	-0.042	[0.028]	28%
Parents : sans diplôme d'études sec.	-0.012	[0.036]	-0.068 *	[0.038]	-0.056 ***	[0.019]	82%
Parents : études collégiales	0.020	[0.040]	0.041	[0.044]	0.021	[0.019]	51%
Parents : études universitaires	0.220 ***	[0.037]	0.316 ***	[0.042]	0.097 ***	[0.021]	31%
Parents : ne sait pas/Vivre père	-0.025	[0.176]	-0.053	[0.207]	-0.028	[0.082]	53%
Parents : sans diplôme d'ÉS/Vivre père	-0.145	[0.151]	-0.083	[0.164]	0.063	[0.062]	-76%
Parents : études coll./Vivre père	-0.227	[0.154]	-0.256 *	[0.148]	-0.029	[0.099]	11%
Parents : études univ./Vivre père	-0.426 ***	[0.158]	-0.453 ***	[0.162]	-0.026	[0.070]	6%
Parents : ne sait pas/Vivre mère	0.096	[0.092]	-0.004	[0.082]	-0.100	[0.069]	2456%
Parents : sans diplôme d'ÉS/Vivre mère	0.012	[0.091]	0.066	[0.097]	0.055	[0.053]	82%
Parents : études coll./Vivre mère	0.135	[0.117]	0.059	[0.128]	-0.076	[0.073]	-130%
Parents : études univ./Vivre mère	-0.070	[0.126]	-0.069	[0.131]	0 .000	[0.055]	0%
Vivre père	0.101	[0.132]	0.006	[0.141]	-0.095 **	[0.048]	-1629%
Vivre mère	-0.019	[0.064]	-0.062	[0.063]	-0.042	[0.033]	68%
Vivre d'autres	-0.028	[0.048]	-0.117 **	[0.050]	-0.089 **	[0.035]	76%
R^2	0.328		0.168		s.o.		
D) Études universitaires - Femmes							
Études des parents : ne sait pas	0.026	[0.063]	-0.099	[0.071]	-0.125 ***	[0.035]	126%
Parents : sans diplôme d'études sec.	-0.015	[0.043]	-0.081 *	[0.046]	-0.066 ***	[0.018]	82%
Parents : études collégiales	0.101 **	[0.047]	0.147 ***	[0.051]	0.046 **	[0.019]	31%
Parents : études universitaires	0.244 ***	[0.040]	0.345 ***	[0.044]	0.101 ***	[0.020]	29%
Parents : ne sait pas/Vivre père	-0.009	[0.275]	-0.171	[0.275]	-0.162	[0.152]	95%
Parents : sans diplôme d'ÉS/Vivre père	0.252	[0.317]	0.234	[0.317]	-0.018	[0.099]	-8%
Parents : études coll./Vivre père	-0.053	[0.281]	-0.093	[0.333]	-0.040	[0.125]	43%
Parents : études univ./Vivre père	-0.091	[0.276]	-0.011	[0.306]	0.079	[0.089]	-691%
Parents : ne sait pas/Vivre mère	-0.153	[0.137]	-0.142	[0.137]	0.012	[0.078]	-8%
Parents : sans diplôme d'ÉS/Vivre mère	-0.131	[0.104]	-0.152	[0.108]	-0.021	[0.059]	14%
Parents : études coll./Vivre mère	-0.139	[0.120]	-0.208	[0.136]	-0.069	[0.064]	33%
Parents : études univ./Vivre mère	-0.166	[0.130]	-0.276 *	[0.148]	-0.110 *	[0.061]	40%
Vivre père	-0.012	[0.241]	-0.031	[0.258]	-0.019	[0.062]	60%
Vivre mère	0.059	[0.073]	0.065	[0.088]	0.006	[0.041]	10%
Vivre d'autres	-0.037	[0.053]	-0.116 **	[0.053]	-0.079 ***	[0.028]	68%
R^2	0.297		0.149		s.o.		

Nota : Erreurs-types robustes entre crochets : * significative à 10 %; ** significative à 5 %; *** significative à 1 %.
Les autres variables explicatives sont les mêmes que dans les régressions comparables des tableaux 3 à 6.
N(femmes)= 2998; N(hommes) = 2671.

Tableau 8 – Résultats de la régression – Spécification père-mère

	Effet direct		Effet total		Effet indirect		
Variable	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	% indirect
A) Toute forme d'ÉPS – Hommes							
Études du père : ne sait pas	-0.067	[0.064]	-0.123 *	[0.068]	-0.057 *	[0.031]	46%
Père : sans diplôme d'études sec.	-0.015	[0.041]	-0.062	[0.043]	-0.047 **	[0.018]	76%
Père : études collégiales	0.093 **	[0.043]	0.113 **	[0.046]	0.020	[0.019]	18%
Père : études universitaires	0.140 ***	[0.040]	0.195 ***	[0.045]	0.056 **	[0.022]	29%
Études de la mère : ne sait pas	0.003	[0.059]	-0.032	[0.059]	-0.035	[0.029]	109%
Mère : sans diplôme d'études sec.	0.028	[0.037]	-0.001	[0.040]	-0.029	[0.018]	2038%
Mère : études collégiales	0.002	[0.038]	0.002	[0.046]	0.000	[0.022]	5%
Mère : études universitaires	0.029	[0.040]	0.056	[0.043]	0.027	[0.021]	48%
R^2	0.245		0.111		s.o.		
B) Toute forme d'ÉPS – Femmes							
Études du père : ne sait pas	0.016	[0.062]	-0.042	[0.060]	-0.058 **	[0.028]	138%
Père : sans diplôme d'études sec.	0.030	[0.037]	0.010	[0.039]	-0.021	[0.015]	-215%
Père : études collégiales	0.060	[0.037]	0.077 *	[0.042]	0.017	[0.017]	22%
Père : études universitaires	0.049	[0.037]	0.061	[0.040]	0.012	[0.018]	20%
Études de la mère : ne sait pas	0.041	[0.059]	0.022	[0.060]	-0.020	[0.027]	-91%
Mère : sans diplôme d'études sec.	-0.023	[0.036]	-0.065 *	[0.038]	-0.043 **	[0.017]	65%
Mère : études collégiales	0.063 *	[0.034]	0.090 **	[0.038]	0.027	[0.017]	30%
Mère : études universitaires	0.082 **	[0.035]	0.119 ***	[0.037]	0.037 **	[0.017]	31%
R^2	0.195		0.082		s.o.		
C) Études universitaires – Hommes							
Études du père : ne sait pas	-0.162 ***	[0.052]	-0.191 ***	[0.055]	-0.029	[0.030]	15%
Père : sans diplôme d'études sec.	-0.087 **	[0.036]	-0.120 ***	[0.039]	-0.033 *	[0.019]	28%
Père : études collégiales	-0.026	[0.050]	-0.003	[0.052]	0.024	[0.022]	-806%
Père : études universitaires	0.200 ***	[0.047]	0.290 ***	[0.054]	0.090 ***	[0.026]	31%
Études de la mère : ne sait pas	0.025	[0.053]	-0.005	[0.055]	-0.029	[0.029]	643%
Mère : sans diplôme d'études sec.	0.024	[0.037]	-0.014	[0.039]	-0.037 **	[0.018]	274%
Mère : études collégiales	0.011	[0.046]	0.032	[0.052]	0.021	[0.024]	65%
Mère : études universitaires	0.086 *	[0.045]	0.121 **	[0.053]	0.036	[0.024]	29%
R^2	0.351		0.206		s.o.		
D) Études universitaires – Femmes							
Études du père : ne sait pas	-0.052	[0.065]	-0.145**	[0.066]	-0.093 **	[0.036]	64%
Père : sans diplôme d'études sec.	-0.019	[0.043]	-0.037	[0.047]	-0.018	[0.020]	49%
Père : études collégiales	0.058	[0.050]	0.095*	[0.056]	0.038	[0.025]	40%
Père : études universitaires	0.131 ***	[0.046]	0.197***	[0.051]	0.066 ***	[0.025]	33%
Études de la mère : ne sait pas	0.047	[0.070]	0.014	[0.075]	-0.034	[0.035]	-251%
Mère : sans diplôme d'études sec.	0.015	[0.038]	-0.050	[0.041]	-0.066 ***	[0.019]	130%
Mère : études collégiales	0.089 *	[0.047]	0.122**	[0.052]	0.032	[0.024]	27%
Mère : études universitaires	0.218 ***	[0.047]	0.279***	[0.052]	0.061 **	[0.025]	22%
R^2	0.317		0.167		s.o.		

Note : Erreurs-types robustes entre crochets : * significative à 10 %; ** significative à 5 %; *** significative à 1 %. Les autres variables explicatives sont les mêmes que dans les régressions comparables des tableaux 3 à 6. N(femmes)= 2036; N(hommes) = 2075.

Annexe 1 - Les modèles des variables intermédiaires

Étant donné le grand nombre d'équations intermédiaires (une par variable intermédiaire) et de variables explicatives, seuls certains résultats sont présentés dans le tableau A1. Ils constituent des exemples de la relation entre un sous-ensemble de facteurs relatifs aux antécédents familiaux et trois variables intermédiaires, qui représentent les voies indirectes par lesquelles les antécédents familiaux peuvent influer sur la participation aux études postsecondaires[18]. Les résultats présentés reflètent les effets du niveau de scolarité des parents et du type de famille sur la probabilité d'avoir échoué une année à l'école primaire, d'obtenir une moyenne « A » au niveau secondaire et de travailler un grand nombre d'heures.

Le niveau de scolarité des parents exerce un effet positif considérable sur la probabilité d'avoir obtenu une moyenne « A » et (surtout chez les hommes) un effet négatif sur la probabilité d'échouer une année à l'école primaire. Il exerce un effet moins marqué sur le fait de travailler un grand nombre d'heures, mais la structure familiale constitue un meilleur prédicteur de cet aspect. Chaque année supplémentaire de scolarité des parents accroît d'environ 4 % la probabilité d'obtenir une moyenne « A » tant chez les hommes que chez les femmes[19]. Comme l'obtention d'une moyenne « A » au niveau secondaire accroît de près de 20 % la probabilité de fréquenter l'université (comme nous allons le voir plus loin), chaque année d'études des parents exerce, outre ses effets directs, un effet indirect—par le biais de son influence sur la probabilité d'obtenir une moyenne « A »—de près de 1 % sur la probabilité de fréquenter l'université. À l'opposé, le fait d'échouer une année exerce aussi un effet (négatif) important sur la participation aux études postsecondaires, constituant ainsi une autre voie par laquelle le niveau de scolarité des parents influe sur la probabilité de poursuivre des études collégiales ou universitaires.

L'influence indirecte cumulative de l'ensemble complet de variables relatives aux antécédents sur chaque résultat intermédiaire se traduit par un effet indirect puissant des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires. Toutefois, on le constate le mieux en comparant les modèles des effets directs et des effets indirects, comme nous allons levoir.

---

18. Il n'est pas nécessaire d'établir ici une distinction entre les deux définitions de l'accès aux études postsecondaires, car ces variables n'entrent pas dans les régressions intermédiaires.

19. L'interprétation pertinente des diverses combinaisons de variables relatives au niveau de scolarité des parents et au type de famille (et de leurs interactions) est expliquée ci-dessous mais, pour nos besoins, nous pouvons nous concentrer sur la variable générale « nombre d'années d'études de parents », qu'on peut interpréter directement dans le cas des familles biparentales.

Tableau 1 de l'annexe – Quelques régressions de variables intermédiaires

Variables relatives aux antécédents	Quelques variables dépendantes intermédiaires					
	Échec à l'école primaire		**Moyenne « A »**		**Grand nombre d'heures de travail**	
	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type	Coeff.	Erreur-type
A) HOMMES						
Années d'études des parents	-0.022 ***	[0.006]	0.043 ***	[0.006]	-0.001	[0.006]
Ne sait pas	-0.226 **	[0.090]	0.397 ***	[0.078]	-0.064	[0.080]
Années d'études des parents/Vivre père	0.043 **	[0.017]	-0.040 ***	[0.008]	-0.040 *	[0.021]
Années d'études des parents/Vivre mère	-0.012	[0.016]	-0.046 ***	[0.014]	0.018	[0.013]
Ne sait pas/Vivre père	0.749 **	[0.297]	-0.392 ***	[0.110]	-0.190	[0.341]
Ne sait pas/Vivre mère	0.308	[0.246]	-0.480 **	[0.194]	0.658 ***	[0.216]
Vivre père	-0.478 **	[0.189]	0.323 ***	[0.101]	0.494 *	[0.284]
Vivre mère	0.200	[0.209]	0.489 ***	[0.180]	-0.266 *	[0.161]
Vivre d'autres	-0.311 ***	[0.091]	0.410 ***	[0.078]	0.226 **	[0.099]
R^2	0.086		0.136		0.077	
B) FEMMES						
Années d'études des parents	-0.010 ***	[0.003]	0.045 ***	[0.006]	-0.001	[0.003]
Ne sait pas	0.081	[0.093]	0.305 ***	[0.080]	0.249 ***	[0.084]
Années d'études des parents/Vivre père	-0.020	[0.017]	-0.021	[0.047]	0.001	[0.009]
Années d'études des parents/Vivre mère	0.006	[0.008]	-0.020	[0.019]	0.019	[0.012]
Ne sait pas/Vivre père	-0.149	[0.373]	-0.514	[0.602]	-0.285 *	[0.151]
Ne sait pas/Vivre mère	-0.200	[0.132]	-0.370	[0.233]	0.129	[0.206]
Vivre père	0.245	[0.253]	0.428	[0.598]	-0.105	[0.125]
Vivre mère	0.187	[0.102]	0.309	[0.231]	-0.310	[0.143]
Vivre d'autres	-0.094 *	[0.051]	0.570 ***	[0.091]	0.170 **	[0.069]
R^2	0.068		0.113		0.100	

Notes Erreurs-types robustes entre crochets : * significative à 10 %; ** significative à 5 %; *** significative à 1 %. Les régressions contiennent l'ensemble complet de variables relatives aux antécédents présentées dans le tableau 1. N(femmes)= 2998; N(hommes) = 2671.

Annexe 2 - Définitions des variables essentielles

Pour la spécification des variables nominales et la spécification père-mère, le niveau de scolarité des parents est catégorisé comme suit : « sans diplôme d'études secondaires », « études secondaires », « études collégiales », « études universitaires » ou « ne sait pas ». Pour la spécification linéaire, nous transposons les réponses connues sur une échelle linéaire en utilisant le nombre d'années qu'exige généralement chaque niveau de scolarité. La variable « sans diplôme d'études secondaires » est répartie en deux volets : on attribue à une 9e année non terminée une valeur de 8 et aux études secondaires partielles, une valeur de 10. Pour la suite des variables, nous procédons logiquement : études secondaires = 12; études collégiales = 14; études universitaires = 16.

Nous créons un ensemble de variables nominales relatives au type de famille pour représenter les types de famille auxquels le répondant pouvait appartenir pendant ses études secondaires. Les choix possibles sont les suivants : « vivre avec les deux parents », « vivre avec la mère », « vivre avec le père » et « vivre avec d'autres ». Le niveau de scolarité des parents et le type de famille sont liés de diverses manières, selon la spécification choisie. Dans chaque cas, chaque variable relative au niveau de scolarité des parents est en relation avec chaque variable nominale. Dans le cas de la spécification père-mère, aucune interaction n'est nécessaire puisque cette spécification vaut uniquement pour les familles biparentales.

Nous incluons des variables provinciales représentant la province de résidence au moment des études secondaires. Cette donnée sert d'approximation du lieu où l'étudiant a grandi et fait ses études. De même, nous avons créé la désignation « région urbaine ou rurale » représentant le lieu de résidence du répondant pendant ses études secondaires.

La langue parlée au domicile du répondant (« langue maternelle ») ne figure pas à titre de variable. Nous avons plutôt créé un ensemble de variables nominales relatives à la langue minoritaire. En l'occurrence, nous attribuons une variable nominale aux anglophones du Québec (anglais au Québec), une autre aux francophones hors Québec (français hors Québec) et une troisième variable nominale aux répondants parlant une autre langue maternelle (autre langue). Selon cette méthode, les variables provinciales représentent les membres de la majorité linguistique de chaque province alors que les indicateurs de langue minoritaire permettent aux effets de la langue de varier selon la région, ce que ne permettent pas les spécifications ordinaires.

Nous prenons en compte l'ethnicité de chaque répondant en ramenant les catégories d'ethnicité détaillées de l'ES et de l'ESS à huit variables nominales représentant diverses régions du monde. Il s'agit des catégories suivantes : « nord et ouest de l'Europe », « sud et est de l'Europe », « canadien », « asiatique », « autochtone », « autre » « mixte » et « inconnu ». Nous attribuons aux répondants une catégorie ethnique donnée, à moins qu'ils n'indiquent plusieurs antécédents chevauchant plus d'une catégorie. Nous avons classé ces personnes dans la catégorie générale « mixte ». Il y a quelques exceptions à cette règle. En l'occurrence, une personne qui déclare être d'origine autochtone, sans égard à d'autres antécédents ethniques, est classée uniquement dans la catégorie

« autochtone ». Inversement, nous faisons abstraction de l'origine canadienne d'un répondant, à moins qu'il s'agisse de la seule catégorie choisie, auquel cas nous attribuons à la personne cette classification. Les personnes qui ont indiqué « autre » en réponse à l'ES ou à l'ESS sont classées dans notre catégorie « autre », sauf dans un petit nombre de cas particuliers[20]. Celles qui ont choisi « inconnu » lors de l'enquête sont classées dans la catégorie « inconnu » dans notre étude.

La réussite scolaire des étudiants au niveau secondaire est déclarée au moyen de variables nominales représentant la gamme traditionnelle de notes alphabétiques. Nous avons apporté un seul rajustement en combinant les moyennes « D » et « F » en une seule variable. La taille de l'échantillon de ces deux variables était très restreinte et les effets étaient semblables.

La réussite en mathématiques, en sciences et dans la langue première au niveau secondaire, telle qu'elle est perçue par les répondants, est répartie en trois ensembles de variables nominales. Chaque ensemble contient les réponses possibles « difficulté », « pas de difficulté » et « sans objet ».

Quatre variables nominales[21] reflètent le nombre d'heures travaillées par semaine dans un emploi durant l'année scolaire. Ces catégories sont les suivantes : « Pas de travail », « Petit nombre d'heures » (moins de 10 heures), « Nombre moyen d'heures » (de 10 à 19 heures) et « Grand nombre d'heures » (20 heures et plus).

Il n'était pas nécessaire de modifier les autres variables utilisées dans la présente étude.

20. Les personnes ayant déclaré une ethnicité « autre » lors de l'ES ou de l'ESS étaient alors groupées en un certain nombre de sous-catégories comprenant des régions moins représentées du monde. Certaines de ces régions correspondent bien aux catégories ethniques que nous avons créées. Nous avons donc fait passer les répondants de ces régions de la catégorie « autre » à la catégorie ethnique pertinente.

21. Il n'était pas possible de laisser le nombre d'heures de travail dans sa forme linéaire initiale, car l'estimation indiquait qu'un petit nombre d'heures de travail était avantageux à l'égard de la probabilité de participation aux études postsecondaires, alors qu'un grand nombre d'heures pouvait s'avérer très nuisible. La forme concave de cette relation ne se prête pas à une représentation linéaire.

Bibliographie

Betts, Julian R. 1996. "What do Students Know About Wages? Evidence from a Survey of Undergraduates." *Journal of Human Resources.* 31, 1 : 27–56.

Bouchard, Brigitte et John Zhao. 2000. "La formation universitaire : tendances récentes quant à la participation, l'accessibilité et les avantages." N° 81-003-XIF1994004 au catalogue de Statistique Canada. *Revue trimestrielle de l'éducation.* 6, 4 : 25–33. Ottawa : Statistique Canada.

Bushnik, Tracey. 2003. *Étudier, travailler et décrocher : relation entre le travail pendant les etudes secondaires et le décrochage scolaire.* N° 81-595-MIF au catalogue de Statistique Canada, no. 4. Ottawa: Statistique Canada.

Butlin, George. 1999. "Déterminants de la poursuite d'études postsecondaires." N° 81-003-XIF0999004 au catalogue de Statistique Canada. *Revue trimestrielle de l'éducation.* 5, 3 : 9–35. Ottawa : Statistique Canada.

Cameron, Stephen V. et Christopher Taber. 2004. "Estimation of Educational Borrowing Constraints Using Returns to Schooling." *Journal of Political Economy.* 112, 1 : 132–182.

Carneiro, Pedro et James Heckman. 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling." *Economic Journal.* 112, 482 : 705–734.

Coleman, J. S. 1966. *Equality of Educational Opportunity.* Washington, DC: U. S. Dept. of Health, Education, and Welfare, Office of Education.

Corak, Miles, Garth Lipps et John Zhao. 2003. *Revenu familial et participation aux études postsecondaires.* Documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2003210. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Christofides, Louis N., Jim Cirello et Michael Hoy. 2001. "Family Income and Postsecondary Education in Canada." *The Canadian Journal of Higher Education.* 31, 1: 177–208.

Currie, Janet. 2001. Early Childhood Education Programs" *Journal of Economic Perspectives.* 15, 2: 213–238.

De Broucker, Patrice et Laval Lavallée. 1998a. "Réussir dans la vie : l'influence de la scolarité des parents?" N° 81-003-XPB0998001 au catalogue de Statistique Canada. *Revue trimestrielle de l'éducation.* 5, 1 : 22–28. Ottawa : Statistique Canada

De Broucker, Patrice et Laval Lavallée. 1998b. "Aspects intergénérationnels de l'acquisition des capacités de lecture et de la scolarité." Dans *Les marches du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*. Miles Corak (réd.). N° 89-553-XIB1998001 au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Dicks, Gordon et Arthur Sweetman. 1999. "Education and Ethnicity in Canada: An Intergenerational Perspective." *Journal of Human Resources*. 34, 4 : 668–696.

Dynarski, Susan. 2002. "The Behavioural and Distributional Implications of Aid for College." *The American Economic Review*. 92, 2 : 279–285.

Finnie, Ross, Christine Laporte et Eric Lascelles. 2004. *Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : que s'est-il passé pendant les années 1990?* Documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2004226. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Foley, K. 2001. "Pourquoi arrêter après l'école secondaire? : Analyse descriptive des raisons les plus importantes ayant motivé les diplômés de l'école secondaire à ne pas poursuivre d'études postsecondaires." Montréal : Fondation canadienne des bourses d'étude du millénaire.

Frenette, Marc. 2002. Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université. Documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2002191. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Frenette, Marc. 2003. *Accès au collège et à université : est-ce que la distance importe?* Documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2003201. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Greene, William H. 2003. *Econometric Analysis*, 5ième éd. Upper Saddle River, NJ. : Prentice Hall, Inc.

Haveman, Robert et Barbara Wolfe. 1995. "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings." *Journal of Economic Literature*. 33, 4 : 1829–1878.

Heller, Donald. 1997. "Student Price Response in Higher Education: An Update to Leslie and Brinkman." *Journal of Higher Education*. 68, 6 : 624–659.

Hemingway, Fred. 2003. "Étude des méthodes d'évaluation des besoins financiers des étudiants au Canada." Montréal: Fondation canadienne des bourses d'étude du millénaire.

Junor, Sean et Alexander Usher. 2002. *Le prix du savoir : L'accès à l'éducation et la situation financière des étudiants au Canada.* Montréal : Fondation canadienne des bourses d'étude du millénaire.

Kane, Thomas J. 2001. "College-Going and Inequality : A Literature Review." Document préparé pour la Fondation Russell Sage.

Knighton, Tamara et Sheba Mirza. 2002. "L'incidence du niveau de scolarité des parents et du revenu du ménage sur la poursuite d'études postsecondaires." N° 81-003-XPB2001003 au catalogue de Statistique Canada. *Revue trimestrielle de l'éducation.* 8, 3 : 25-32. Ottawa : Statistique Canada.

Looker, Dianne E. 2001. *Pourquoi ne poursuivent-ils pas? Facteurs qui influencent les jeunes Canadiens lorsqu'ils décident de ne pas entreprendre d'études post-secondaires.* Montréal: Fondation canadienne des bourses d'étude du millénaire.

Ma, Xin et Don Klinger. 2000. "Hierachical Linear Modelling of Student and School Effects on Academic Achievement." *Revue canadienne de l'éducation.* 2, 1 : 41-55.

Moffitt, Robert, A. 1999. "New Developments in Econometric Methods for Labor Market Analysis." Dans *Handbook of Labor Economics 3A*, Chapitre 24. O. Ashenfelter et D. Card (réds.). New York : Elsevier.

Ruhm, Christopher J. 1997. "Is High School Employment Consumption or Investment?" *Journal of Labor Economics.* 15, 4 : 735-776.

Willms, J. D. 1999. "Quality and inequality in children's literacy: The effects of families, schools, and communities." Dans *Developmental health and the wealth of nations: Social, biological, and educational dynamics.* D. Keating et C. Hertzman (reds.). New York : Guilford Press. 72-93.

Zhao, John et Patrice de Broucker. 2001. "Participation aux études postsecondaires et revenu familial." N° 11-001F au catalogue de Statistique Canada. *Le Quotidien*, le 7 décembre. Ottawa : Statistique Canada.

Zhao, John et Patrice de Broucker. 2002. "Participation aux études postsecondaires et revenu familial." N° 11-001F au catalogue de Statistique Canada. *Le Quotidien*, le 9 janvier. Ottawa : Statistique Canada.